

DOCUMENTS DE RECHERCHE DE L'OBSERVATOIRE
DE LA FRANCOPHONIE ÉCONOMIQUE

DROFE

DROFE no. 17

**LA DETTE PUBLIQUE EXTÉRIEURE DE
DJIBOUTI : SOUTENABILITÉ ET IMPACT
SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE**

Abdelouahab MAAROUF

Enseignant à l'Université Mohammed V de Rabat (Maroc)

Omar AHMED

Doctorant à l'Université Mohammed V de Rabat (Maroc) et assistant chercheur à
l'Institut d'Études Politique et Stratégique (IEPS) du Centre d'Études et de Recherche de
Djibouti (CERD)

JUIN 2021

OBSERVATOIRE
DE LA FRANCOPHONIE
ÉCONOMIQUE



Observatoire de la Francophonie économique de l'Université de Montréal

L'[Observatoire de la Francophonie économique](#) (OFE) de l'Université de Montréal a été créé en 2017 en partenariat avec le Gouvernement du Québec, l'Organisation internationale de la Francophonie (OIF) et l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Il a pour mission de devenir une ressource de premier plan sur les questions reliées à la Francophonie économique et, donc, un centre de calibre international d'études, de recherches et d'activités de liaison et de transfert sur la francophonie économique ayant un intérêt marqué pour les pays en voie de développement, notamment ceux du continent africain.

Il met à la disposition des partenaires de la francophonie – gouvernements, entreprises et organismes publics et privés – des études de haut niveau, des données fiables et un vaste réseau d'expertises économiques vouées à la réalisation d'analyses économiques résolument ancrées dans la théorie et les faits.

Pour plus d'information, visitez le site : <http://ofe.umontreal.ca>

Merci aux partenaires de l'OFE :



La dette publique extérieure de Djibouti : Soutenabilité et impact sur la croissance économique

DROFE no.17

Abdelouahab MAAROUF

Enseignant à l'Université Mohammed V de Rabat (Maroc)

Omar AHMED

Doctorant à l'Université Mohammed V de Rabat (Maroc) et assistant chercheur à l'Institut d'Études Politique et Stratégique (IEPS) du Centre d'Études et de Recherche de Djibouti (CERD)

Juin 2021

Résumé : Ce rapport examine l'effet de la dette publique extérieure sur la croissance économique en république de Djibouti en se basant sur la modélisation autorégressive à retards échelonnés (ARDL) durant la période 1987-2017. Les résultats obtenus montrent un effet positif et significatif de la dette sur la croissance économique lorsqu'elle est considérée sous forme de valeur nominale. Cet effet devient moins important et statistiquement non significatif lorsque l'estimation porte sur la valeur actuelle nette de la dette. Ces résultats permettent de conclure que, contrairement à l'intuition et à ce que prédit la théorie, le recours au financement à des conditions favorables n'est pas plus opportun et plus efficace que les emprunts à taux variables et à des conditions plus restrictives.

Mots clés : Djibouti, dette publique, soutenabilité, croissance économique, ARDL

Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFE ou de ses partenaires. Les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions sont la seule responsabilité des auteurs.

Introduction

L'endettement des États a depuis longtemps constitué l'un des sujets majeurs en économie. L'une des questions fondamentales qui se posent concerne les effets de cet endettement sur les différents agrégats macroéconomiques, dans la mesure où ils permettent à un pays d'investir des capitaux au-delà de ses propres capacités financières (Klein, 1994). De ce point de vue, la dette ainsi créée est supposée générer la croissance et favoriser le développement. Or, depuis le déclenchement de la crise de la dette extérieure au début des années 1980, le problème de la dette des pays pauvres est devenu préoccupant au sein des instances internationales. En effet, la Banque mondiale s'y intéresse dans son objectif de lutte contre l'extrême pauvreté et de la promotion du développement (Calderón et Zeufack, 2020) ; le FMI quant à lui considère l'endettement extérieur excessif comme un obstacle majeur au développement (Gaspar et al., 2019).

En dépit des niveaux alarmants de l'endettement extérieur dans les pays pauvres, leur souci majeur et permanent est de pouvoir mobiliser suffisamment de ressources externes à même de stimuler l'investissement et la croissance, en raison de l'insuffisance des ressources internes et de l'incapacité même des institutions financières locales à en mobiliser plus. Or, le recours massif à l'endettement extérieur et son aggravation ne vont pas sans conséquences néfastes sur ces économies, surtout lorsque la dette extérieure n'est pas affectée correctement aux projets d'investissements auxquels elle a été destinée.

Le Djibouti, pays africain pauvre à très faible niveau d'épargne, ne fait pas l'exception. A l'instar des anciennes colonies indépendantes pour qui la problématique de développement est apparue cruciale, elle a depuis longtemps fait appel à l'épargne étrangère pour combler ses déficits en ressources internes et financer des projets économiques notamment dans les infrastructures d'envergure exigeant des volumes importants de capitaux. Étant conscient de la pression de plus en plus forte et de la nécessité de diversifier l'économie, le pays a toujours eu recours au financement extérieur essentiellement à des taux concessionnels. Cependant, depuis 2013, le pays a contracté des dettes non concessionnelles considérables pour continuer le financement d'importantes dépenses publiques notamment dans les infrastructures. Globalement, la dette publique extérieure est passée de 50 % du PIB en 2014 à 88 % du PIB en 2017. Cette situation n'est pas dénuée de risques liés à la hausse des vulnérabilités liées à la dette.

Dans ce contexte, on se propose, à travers ce rapport, d'analyser l'impact de la dette publique extérieure sur la croissance en république de Djibouti et d'évaluer sa soutenabilité pour la période 1987-2017, afin de saisir les orientations de l'Etat et les enjeux conséquents dans le futur. Ce travail présente un triple intérêt ; d'abord, parce qu'il porte sur le cas particulier de Djibouti, l'un des pays pauvres en Afrique¹, dont le secteur financier est très peu développé et où le secteur bancaire, majoritairement sous contrôle étranger², assure 80 % des crédits à l'économie. En dépit des réformes entreprises dans ce domaine, ce secteur est loin d'irriguer l'économie en financement suffisant et efficace et par conséquent de réduire l'état de l'endettement extérieur. Dès lors, l'étude des interactions entre la dette publique extérieure et la croissance économique dans ce pays revêt un intérêt évident et doit permettre de donner un éclairage sur le chemin à suivre dans les années à venir. Ensuite, la majorité des travaux ont étudié la relation entre dette publique et croissance dans les pays en développement dans le cadre de données de panel. Toutefois, ces travaux ne prennent pas en considération les spécificités politiques, institutionnelles et économiques des petits pays comme le Djibouti. Ce travail, pour éviter de biaiser les résultats par ces facteurs, s'intéresse délibérément au cas spécifique et isolé de cette économie. Enfin, ce papier dépasse l'étude de la simple relation entre la croissance économique et la dette publique, pour appréhender la question de la soutenabilité de celle-ci moyennant un modèle ARDL.

¹ Le pays présente en 2018 un Indice de Développement Humain (0,495), inférieur à la moyenne des pays du groupe à développement humain faible (0,507) et à celle des pays arabes (s'établit à 0,703). Cf. Rapport de l'United Nations Development Programme (UNDP) sur le développement humain de 2019.

² A fin 2017, le système bancaire de Djibouti comprenait 12 banques commerciales actives : une sous contrôle national et onze sous contrôle étranger. Cf. Rapport-pays du FMI no19/234, octobre 2018.

Le reste du papier est organisé comme suit : la première section donne une synthèse de la littérature théorique et empirique en la matière. La deuxième section présente quelques faits stylisés de l'économie djiboutienne. La troisième section expose les données, la spécification empirique et la technique économétrique utilisées. La quatrième section présente les résultats obtenus et la cinquième les discute. La dernière section conclut l'étude.

1. Revue de littérature

La question de l'endettement et sa relation avec la croissance économique a fait l'objet de nombreux travaux théoriques dont on ne peut présenter une liste exhaustive au niveau de ce travail. Sa perception diffère d'une école de pensée à l'autre. Barro (1989) montre qu'une politique de déficit budgétaire financée par l'emprunt reste sans effet sur l'activité économique dans la mesure où les agents ne sont pas victimes de l'illusion fiscale. En anticipant une hausse des impôts destinés à rembourser l'emprunt, ils constituent une épargne d'un montant équivalent à l'endettement public.

Contrairement à ces analyses qui assimilent l'endettement à l'impôt futur et défendent l'idée d'une corrélation négative entre dette publique et croissance économique, les keynésiens admettent que l'endettement public favorise la relance de la demande globale et entraîne, par l'effet accélérateur, une augmentation de l'investissement et de la production. De ce point de vue, toute insuffisance de la demande étant la principale source de déséquilibre, une réduction d'impôt financée par des emprunts publics motiverait les dépenses de consommation.

A la suite de ces travaux fondateurs, on a assisté à l'émergence d'un nouveau cadre théorique qui considère que l'impact de la dette diffère selon que l'économie se trouve dans le régime keynésien ou classique. Il s'agit en l'occurrence des travaux d'Elmendorf et Mankiw (1999) qui soulignent que sur le court terme l'économie est keynésienne, par conséquent la dette publique peut favoriser la demande globale et par conséquent la production de l'économie. Cependant, sur le long terme, la dette publique impacte négativement la croissance par le biais de la réduction du stock de capital. Outre cela, lorsque le capital est rare, le produit marginal est élevé et engendre ainsi une tension à la hausse sur le taux d'intérêt et le rendement réalisé par chaque unité de capital. Or, il se produit une tension à la baisse du salaire moyen et du revenu total du travail, étant donné que la productivité des travailleurs est inférieure au rendement du capital.

Dans le prolongement de ces analyses, Feldstein (1989) considère qu'un pays peut continuer à s'endetter sans recourir à une taxation génératrice de distorsion tant que sa croissance économique croît à un rythme supérieur au taux d'intérêt de la dette publique.

De surcroît, Clements et al. (2003) admettent que la dette, contenue dans une limite, a un impact positif sur la croissance ; mais une fois dépassé un certain seuil, son impact devient négatif. Aussi, soulignent-ils, lorsque le rendement du capital est en baisse, les avantages de tout nouvel investissement sur la croissance économique pourraient diminuer à mesure que la dette s'accroît. Cette théorie donne lieu à une relation en forme de « courbe de Laffer » entre la dette extérieure et la croissance du revenu par habitant.

Pour Berg et al. (2012), l'endettement public est bénéfique pour le cas des pays en développement lorsqu'il est affecté au financement des investissements productifs à rendement élevé. Toutefois,

si les prêts concessionnels ne permettent pas de couvrir la totalité des programmes d'investissements, la tentative de combler cet écart par une augmentation d'impôt peut être fatale et entraîner la dette dans une dynamique insoutenable.

Les travaux empiriques ayant tenté de mesurer l'impact de la dette publique sur la croissance économique sont nombreux et demeurent loin d'aboutir à des résultats consensuels. Bien au contraire, ces résultats restent très mitigés voir même ambivalents nourrissant encore le débat sur la question.

Examinant les canaux de transmission de l'impact de la dette à la croissance économique pour un panel de 55 pays pauvres très endettés sur la période 1970-1999, Pattillo et al. (2004) suggèrent qu'une diminution substantielle de la dette permettrait un gain de 1 point de pourcentage de croissance économique par an. Ils soulignent également que la réduction du service de la dette pourrait augmenter la croissance de 0,5 point de pourcentage supplémentaire par an à travers son effet direct sur l'investissement.

Quelques années plus tard, les estimations de Pattillo et al. (2011), sur un panel de 93 pays en développement, soutiennent l'existence d'une relation non linéaire en forme de "U inversé" entre la croissance économique et la dette, lorsque le poids de la dette est mesuré par rapport au PIB. L'existence d'une relation de ce type indiquerait qu'il y'a un seuil optimal au-delà duquel le bénéfice de toute augmentation supplémentaire de la dette serait décroissant jusqu'à atteindre un niveau où il ne serait plus tolérable de l'accumuler. Leurs résultats montrent que lorsque la dette (en valeur actuelle nette) atteint des niveaux élevés des exportations (160 à 170 %) ou du PIB (35 à 40 %) son impact global devient négatif.

De même, en appliquant la méthodologie de panel de seuil dynamique à 12 pays de la zone euro sur la période 1990-2010, Checherita-Westphal et Rother (2012) suggèrent que l'impact de la dette sur la croissance demeure positif et statistiquement significatif à court terme. Ils confirment toutefois que cet impact s'annule et perd de son importance lorsque le ratio de la dette au PIB dépasse le seuil 67 %. Pour des ratios d'endettement supérieurs à 95 %, une dette supplémentaire a un impact négatif sur l'activité économique.

Parmi les contributions les plus éminentes qui prouvent l'existence d'une relation non linéaire entre la dette publique et la croissance figure celle de Reinhart et Rogoff (2010). Ces auteurs ont analysé l'évolution de la dette publique et de la croissance réelle du PIB en se basant sur des données relatives à 44 pays (20 pays développés et 24 pays en développement) sur une période couvrant environ deux siècles (1790-2009). Leurs résultats montrent qu'il n'y a pas de lien apparent entre la croissance économique et la dette publique, mais au-delà d'un seuil de 90 % du PIB, la dette entraîne un ralentissement de la croissance. Herndon et al. (2014), en reproduisant le travail de ces auteurs, constatent des erreurs de calcul monumentales donnant lieu à de fausses représentations de relation entre dette publique et croissance économique sur les périodes concernées³. Bien qu'ils soutiennent une relation non linéaire entre ces deux variables, ils réfutent tout de même l'affirmation selon laquelle la dette nuit à la croissance au seuil de 90 % du PIB.

³ Reinhart et Rogoff (2010) n'ont pas sélectionné l'ensemble de données ; ils ont exclu de leur analyse cinq pays qui se caractérisent à la fois par un niveau élevé de la dette publique et un fort taux de croissance.

De tout ce qui précède, il semble alors que l'appréciation de l'impact de la dette publique extérieure sur la croissance est à relativiser, dans la mesure où cet impact demeure sensible au choix des données, à la méthodologie utilisée et aux paramètres relatifs aux spécificités économiques du pays considéré. De ce point de vue, le niveau de la dette à lui seul ne suffit pas pour juger sa contribution à la croissance économique d'un pays. Un pays peut avoir un niveau de dette très élevé sans pour autant que celle-ci nuise à son économie, comme en témoigne le cas des Etats-Unis dont le niveau très élevé de la dette est jugé soutenable par plusieurs auteurs, notamment Hamilton et Flavin (1986) et Trehan et Walsh (1991).

Qu'en est-il de la validité de ces analyses lorsqu'elles s'appliquent au cas de Djibouti, petit pays africain pauvre et dénué de toutes les ressources financières et naturelles lui permettant de s'échapper au fléau de l'endettement extérieur ?

2. Principaux faits stylisés

Un aperçu historique sur l'évolution de la croissance en Djibouti permet de distinguer trois périodes principales⁴. La première période est marquée par la guerre civile et l'instabilité politique (1992-2001) se répercutant négativement sur la croissance. La forte baisse de la productivité totale des facteurs (PTF) a réduit la croissance à -1 % par an en moyenne. La deuxième période est caractérisée par un retour à une croissance soutenue de l'ordre de 4 % par an (2002-2012), tirant parti de la position stratégique du pays encourageant l'installation de bases militaires étrangères et l'investissement direct étranger (IDE) dans les infrastructures logistiques et commerciales. La troisième période se distingue par des investissements massifs en infrastructure portuaire et commerciale (2013-2017), offrant à Djibouti un réel potentiel pour devenir un leader dans les activités portuaires de la région du COMESA⁵. En dépit d'une contribution négative de la productivité totale des facteurs (PTF), le taux de croissance annuel moyen s'est établi à 6 % durant cette période, légèrement inférieur à celui de la communauté d'Afrique de l'Est (6,70%)⁶ mais nettement supérieur à celui de la région du Moyen-Orient et Afrique du Nord (3%)⁷.

Si on étudie de plus près ces évolutions, on constate que bien que l'investissement public a continué de jouer son rôle dans la croissance économique du pays, il a connu une contraction entre 2013 et 2018, passant de 10,4 % à 5,9% du PIB, contre une moyenne de 9 % dans les pays en développement (Graphique 1).

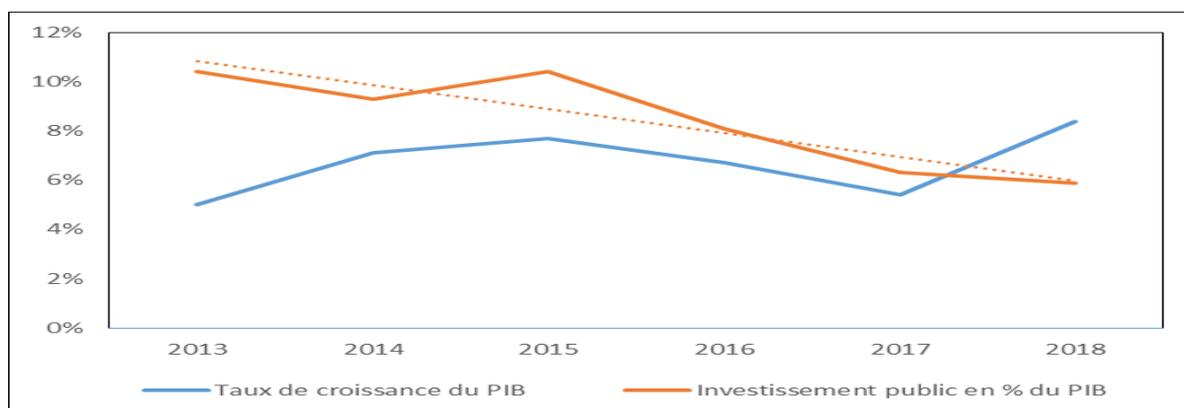
⁴ Pour d'amples détails, cf. Rapport n° 19/314 du FMI : Djibouti, consultations de 2019 au titre de l'article IV.

⁵ Common Market for Eastern and Southern Africa.

⁶ Calculé par nos soins à partir des données de la Direction de l'Economie et du Plan / Ministère de l'économie et des finances, chargé de l'industrie. Djibouti.

⁷ Calculé par nos soins à partir de de la base de données de la banque mondiale : <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=XQ>

Graphique 1 : Investissement public et croissance du PIB



Source : Direction de l'Économie et du Plan / Ministère de l'économie et des finances, chargé de l'industrie. Djibouti.

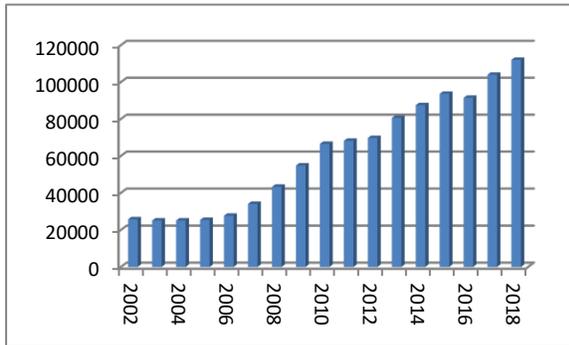
En l'absence d'un marché intérieur de titres d'Etat à Djibouti, et dans la mesure où le système de caisse en vigueur ne permet pas à la banque centrale de fournir des crédits au gouvernement, d'importants besoins de financement des investissements d'envergures a orienté l'Etat à des emprunts extérieurs considérables. Ce faisant, la dette publique extérieure s'est aggravée pour atteindre près de trois quarts du PIB en 2017, alors qu'elle se situait historiquement entre 30 et 40 % du PIB seulement.

Les vulnérabilités liées à la dette extérieure et le peu de marge qui reste à l'Etat pour s'endetter davantage afin de financer de nouvelles infrastructures, ont poussé les autorités Djiboutiennes à faire des IDE une source principale du financement du développement. Ces investissements qui ne représentaient que moins de 1 % du PIB entre 1990 et 2002, ont connu une forte reprise pour atteindre 17 % du PIB entre 2002 et 2008, avant de se replier à nouveau à près de 6 % du PIB en 2018. Toutefois, l'ouverture relativement importante au commerce international et une politique fiscale très généreuse et attractive adoptée au cours des dernières années n'ont pas permis d'attirer autant d'investissements étrangers.

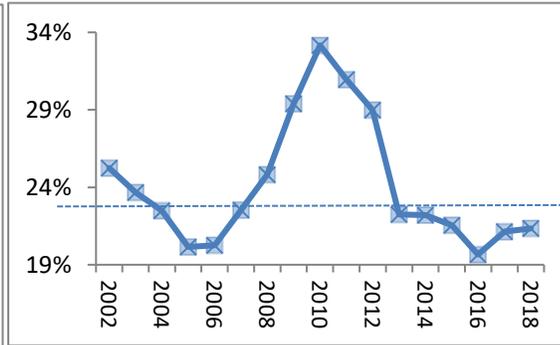
De surcroît, le système bancaire demeure peu développé et ne joue pas pleinement son rôle dans le financement de l'économie et de mobilisation de l'épargne intérieure. Les indicateurs de l'inclusion financière à ce titre sont en deçà des niveaux permettant de contribuer et d'accélérer la croissance économique. Selon la Banque Centrale de Djibouti, le taux de bancarisation du pays est passé de 7 % en 2006 à 26 % en 2018, en dessous de la moyenne africaine (35 % en 2017). Les 3 banques islamiques ont fortement contribué à cette hausse puisqu'elles ont obtenu 25 % des nouveaux comptes depuis 2006 et disposent de 43 % des distributeurs automatiques.

De même, l'accès aux crédits reste limité dans ce pays, en raison du niveau très élevé des garanties : 228 % du montant du prêt, contre 190 % dans les autres pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord, et 179 % en Afrique sub-saharienne (FMI, 2016). Pourtant, les créances bancaires sur le secteur privé ont connu une augmentation graduelle entre 2002 et 2018 (graphique 2).

Graphique 2 : Créances sur le secteur privé
(en millions de DJF*)



Graphique 3 : Créances sur le secteur privé/ PIB
(en%)



*Djibouti Franc

Source : Rapport annuel de la Banque Centrale de Djibouti, 2018.

En dépit de cette évolution positive, lorsqu'on rapporte ces créances au PIB, l'on constate, paradoxalement, que la contribution des créances bancaires sur le secteur privé demeure très modeste en particulier sur la période 2010-2018 (graphique 3), en raison d'une prépondérance des crédits à court terme non productifs.

3. Méthodologie et données

A l'instar de Pattillo et al. (2004, 2011), nous empruntons la fonction de production néoclassique et ses extensions⁸, en ajoutant des variables relatives à la dette afin de rendre compte de l'effet de celle-ci sur la croissance :

$$Y = AF(K, L, H, D) \quad (1)$$

Où Y est le taux de croissance, A le niveau de productivité, K le capital physique, L la croissance de la population, H le capital humain et D un indicateur concernant la dette publique extérieure.

Nous utilisons alors deux indicateurs de la dette, l'un tient compte du fait que la dette est contractée au taux concessionnel (valeur actuelle nette) et l'autre exprimé en terme nominal. Ainsi, nous retenons la spécification couramment utilisée de la fonction Cobb-Douglas :

$$Y_t = AK_t^{\alpha_1} L_t^{\alpha_2} H_t^{\alpha_3} D_t^{\alpha_4} \quad (2)$$

La littérature nous fournit beaucoup d'outils pour étudier la relation de cointégration entre ces différentes variables⁹. Pour ce faire, nous privilégions le test de Pesaran et al. (2001), appelé «test de cointégration aux bornes», afin d'étudier les dynamiques de long terme des variables dans un modèle ARDL. Ce test présente l'avantage d'être appliqué, sur des séries qui sont intégrées

⁸ Pour d'amples détails cf. Mankiw, Romer et Weil (1992).

⁹ Parmi les plus populaires on trouve le test d'Engel et Granger (1987), le test de Johansen et Juselius (1990), celui de Pesaran et al. (2001).

d'ordres différents, contrairement aux tests traditionnels qui exigent que toutes les variables soient intégrées de même ordre.

Ainsi, la représentation ARDL pour le test de cointégration de l'équation (2) peut être formulée de la manière suivante :

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \ln k_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta \ln l_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta \ln h_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{5i} \Delta \ln d_{t-1} + \beta_1 \ln Y_{t-1} + \beta_2 \ln k_{t-1} + \beta_3 \ln l_{t-1} + \beta_4 \ln h_{t-1} + \beta_5 \ln d_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Avec : $\ln Y_t$: Mesure le produit intérieur brut, exprimé en dollars courant ;

$\ln k_t$: Formation brute du capital fixe, exprimée en dollars est utilisée comme proxy de l'investissement ;

$\ln l_t$: Taux de croissance de la population, représente la force de travail ;

$\ln d_t$: Dette publique, exprimée en dollars courant, est considérée comme variable d'intérêt ;

$\ln h_t$: Taux brut d'inscription au secondaire (proxy du capital humain).

Δ est un opérateur de différence première, α_0 une constante et e_t le résidu.

Il est alors possible de déduire le modèle à correction d'erreur (ECM) par une simple transformation linéaire qui comprend à la fois des ajustements à court terme et un équilibre de long terme et ce, sans perdre l'information sur le long terme (Nkoro et Uko, 2016).

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \ln k_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta \ln l_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta \ln h_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{5i} \Delta \ln d_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

Les données utilisées pour l'estimation des paramètres de ces modèles proviennent principalement de la base de données de la Banque Mondiale (WDI, 2018) et couvrent la période 1987-2017.

Pour vérifier l'existence d'une cointégration entre les variables du modèle, la procédure de Pesaran et al. (2001) consiste d'abord à identifier le retard optimal à incorporer dans les séries ; ensuite, à tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les variables d'intérêt $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$, où tous ces coefficients sont nuls ; contre l'hypothèse alternative : $H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$, où tous ces coefficients ne sont pas simultanément nuls et donc exprimant l'existence d'une cointégration entre les variables du modèle.

La règle de décision est que si la valeur de la statistique F obtenue est inférieure aux valeurs critiques de la borne inférieure I(0) alors on ne rejette pas l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. En revanche, si elle est supérieure aux valeurs critiques de la borne supérieure I(1) on rejette l'hypothèse nulle. Le test sera non concluant si la statistique F est comprise entre les deux bornes.

Par la suite, nous testons la soutenabilité de la dette en se basant sur l'approche proposée par Hakkio et Rush (1991), qui repose sur le test de cointégration entre les recettes et dépenses totales de l'Etat.

Selon cette approche si la relation de long terme est vérifiée alors la dette publique serait soutenable. Quintos (1995) suggère que si le coefficient de cointégration est compris entre zéro et un, alors la dette est faiblement soutenable. Cette méthode permet donc de vérifier si les politiques budgétaires menées par le gouvernement durant la période considérée étaient soutenables ou pas. Cette approche diffère de celle en termes de viabilité de la dette (AVD ou CVD), utilisée par le FMI, pour le cas de Djibouti, qui se base sur une approche prospective probabiliste reposant sur des scénarios soumis aux stress tests, visant à étudier la soutenabilité future de la dette publique et l'incertitude qui l'entoure. Les tests que nous employons porte sur la régression suivante :

$$R_t = \alpha + \beta G_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Avec R_t les recettes totales du gouvernement, α une constante, β le coefficient de cointégration qui est compris entre 0 et 1 et G_t correspond aux dépenses totales de gouvernement y compris le service de la dette.

La première étape porte sur le test de racine unitaire pour déterminer l'ordre d'intégration des deux séries qui doivent être nécessairement intégrées d'ordre 1. Si les séries étudiées comportent des ruptures structurelles, les tests usuelles de Dickey Fuller (1979) faussent les résultats et rejettent à tort l'hypothèse nulle de racine unitaire (Perron, 1989). Cet auteur explique empiriquement ces ruptures par le grand choc de 1929 et par le premier choc pétrolier de 1973, ayant impacté durablement les variables macroéconomiques. Il incorpore ces dates de ruptures de manière exogène et indépendamment des données.

Pour le cas de l'économie Djiboutienne, nous appliquons le test de racine unitaire avec une rupture endogène, en raison de sa consistance et sa conformité à la réalité (Zivot et Andrews, 1992). Nous suspectons en effet les périodes de guerre civile ayant affecté le pays durant les années 1991, 1992, 1993 et la période de crise financière de 2008 et 2009, pour en évaluer les répercussions. Les ajustements dans les politiques et la modification profonde des dépenses durant les périodes de campagnes électorales peuvent aussi avoir des effets permanents sur le budget (Franzese, 2000 et Vergne, 2009). Pour ce faire, les 3 modèles que proposent Zivot and Andrews (1992) se formulent sous la forme générale comme suit :

$$\text{Modèle A : } \Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta_t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle B : } \Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta_t + \gamma DT^*_t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle C : } \Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta_t + \theta DU_t + \gamma DT^*_t + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Où la variable indicatrice de constante $DU_t = 1$ si $t > T_B$ et 0 sinon (avec T_B la date de rupture), celle au niveau de la pente $DT^*_t = t - T_B$ si $t > T_B$. Les modèles A et B comportent les changements dans la constante et la pente, tandis que le modèle C permet le changement à la fois dans la constante et la pente.

Pour le test de cointégration, nous optons pour le test de (Gregory et Hansen, 1996) qui tient compte de rupture structurelle. Il propose les trois modèles suivants, en plus d'un modèle standard présenté ci-haut :

$$\text{Modèle C : } Y_t = \mu + \theta DU_t + \alpha x_t + u_t$$

Modèle C/T : $Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta_t + \alpha x_t + u_t$

Modèle C/S : $Y_t = \mu + \theta DU_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 DU_t x_t + u_t$

Le modèle C permet un changement en niveau, le modèle C/T représente une rupture en niveau avec tendance et le modèle C/S entraîne un changement de régime.

4. Résultats empiriques

La première étape de la modélisation consiste à étudier les caractéristiques des variables retenues¹⁰ et à identifier leur ordre d'intégration à l'aide du test de Dickey Fuller augmenté (DFA) afin d'éviter des relations factices entre les variables en cas de présence de racine unitaire. Le principe de ce test est de partir du modèle le plus générale (modèle 3) pour vérifier la significativité de la tendance. Si cette dernière est significative, on teste alors l'hypothèse de présence de racine unitaire, sinon on passe au modèle 2 et on vérifie si la constante est significative ; autrement dit on applique le test sur le modèle 1. Ainsi, si la p-value associée à la tendance est inférieure à 5 %, on ne rejette pas l'hypothèse nulle du coefficient de la tendance. Si les séries sont intégrées de même ordre, il sera alors pertinent d'effectuer le test de cointégration pour mettre en évidence les relations de long terme éventuelles entre ces séries.

Tableau 1 : Résultats du test de Dickey–Fuller Augmenté (ADF)

Variable	t-statistic	Valeur critique	Modèle
$\ln Y_t$	-2,558371	-3,568379	2
$\ln d_t$	-3,055671	-2,963972**	2
$\ln k_t$	-6,164522	-3,568379**	3
$\ln l_t$	-4,211713	-2,967767**	2
$\ln h_t$	-2,163542	-2,981038	2
$\ln d_const_t$	-0,528095	-1,952473	1

**indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%

Source : calculs des auteurs.

Le tableau 1 montre que les variables $\ln d_t$, $\ln k_t$ et $\ln l_t$ sont stationnaires en niveau et les autres variables sont stationnaires en différence première.

Les valeurs associées à la statistique F sont largement supérieures aux valeurs de la borne inférieure $I(0)$ et aux valeurs de la borne supérieure $I(1)$ (tableau 2). De ce fait, l'hypothèse nulle de l'absence de relation de cointégration entre les variables considérées est rejetée. Ceci stipule l'existence d'une relation de long terme entre ces séries qu'il conviendra de mettre en évidence.

Une fois l'équilibre de long terme détecté à travers le test de cointégration, il conviendrait d'identifier le retard optimal (p) dans l'équation 2. Le critère d'information Akaike (AIC) indique ainsi que le retard le plus approprié pour le modèle est d'ordre 2.

¹⁰ Pour les statistiques descriptives de ces variables cf. tableau A en annexe.

Tableau 2 : Résultat du test de cointégration aux bornes (bounds test) des modèles 1 et 2

Modèle 1				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	5,183539	10 %	1,95	3,06
K	6	5 %	2,22	3,39
		1 %	2,79	4,1
Modèle 2				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	10,258	10 %	2,72	3,77
K	5	5 %	3,23	4,35
		1 %	4,29	5,61

Source : Auteurs

Afin de capter l'incidence de la dette publique sur la croissance nous avons procédé à l'estimation des deux modèles précédents, avec et sans investissement public. L'estimation dégage des résultats robustes dans les deux cas (régressions 1 et 2, tableau 3), lorsqu'on considère la dette en valeur nominale, que lorsque celle-ci est prise comme valeur actuelle nette (régressions 3 et 4, tableau 3).

Les coefficients du modèle ECM sont négatifs et significatifs et représentent la vitesse de convergence de la relation de court terme vers le long terme. Ils suggèrent que 34 %, 65 %, 27 % et 18 % (cf. Tableau 3) de l'erreur sont corrigés annuellement et qu'effectivement le processus converge à long terme et que le modèle est stable et ne présente pas des changements structurels.

Les résultats obtenus montrent aussi que la formation brute du capital fixe à un effet positif et statistiquement significatif sur la croissance économique à long terme, contrairement à la population où cet effet est négatif et statistiquement significatif. En revanche, à l'instar d'autres travaux sur l'économie djiboutienne (Gombor, 2011), les résultats de court terme montrent un impact négatif et significatif de l'investissement public sur la croissance économique, résultat surprenant par rapport à l'effet positif soutenu par les théories de la croissance endogène. Les résultats montrent également un effet négatif et significatif de la dette publique, de la population et l'enseignement secondaire¹¹.

Tableau 3 : Résultats des régressions (variable dépendante = $\ln Y_t$)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln d_t$	0,373*** (0,079)	0,141** (0,058)		
$\ln l_t$	-0,159** (0,066)	-0,011 (0,028)	-0,032 (0,049)	-0,013 (0,086)
$\ln h_t$	-0,533*** (0,085)	-0,462*** (0,061)	0,629*** (0,119)	0,974*** (0,114)
$\ln k_t$		0,192*** (0,057)	0,193** (0,082)	
$\ln d_cons_t$			0,001 (0,041)	0,288*** (0,58)

¹¹ En raison de la mauvaise qualité de l'éducation, dont le nombre d'années d'étude créent un faible niveau de capital humain.

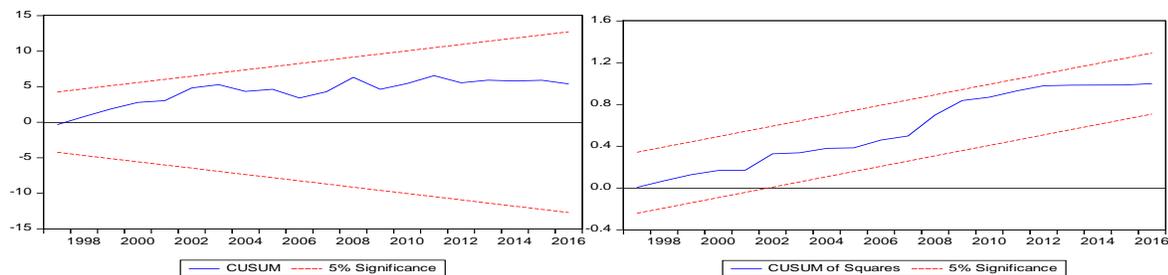
	(1)	(2)	(3)	(4)
D.lnY _t (-1)	-0,251 (0,171)	-0,155 (0,194)		
D.lnI _t (-1)	-0,023 (0,029)			
D.lnI _t (-2)	-0,097** (0,036)			
D.lnK _t (-1)		-0,129* (0,070)		
D.lnK _t (-2)		-0,138 (0,084)		
D.lnh _t (-1)		0,066 (0,198)		
ECM	-0,342*** (0,080)	-0,659*** (0,178)	-0,271*** (0,095)	-0,183* (0,098)
c	3,920*** (1,112)	7,21*** (2,362)	3,815** (1,588)	3,229* (1,745)
Obs.	26	23	27	27
R ²	0,680	0,724	0,533	0,396

Notes *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les écarts types sont entre parenthèses.

Source : Estimations des auteurs

Il ressort également du graphique 4 que le modèle est globalement stable car les statistiques CUSUM¹² ne dépassent pas les limites critiques de l'intervalle de confiance au niveau de 5 %, ce qui signifie qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de la stabilité.

Graphique 4 : Les tests de CUSUM



Source : Auteurs

Le résultat du test de Zivot et Andrews (1992) montre que les deux séries comportent bien des points d'arrêt (break point) qui sont significatifs (cf. tableau 4). Les graphiques 5, 6 et 7 mettent clairement en évidence ces points de ruptures. Ceci implique que l'établissement d'une relation de long terme entre ces deux séries doit prendre en considération ces ruptures. Ainsi, le test de Gregory et Hansen (1986) met également en évidence la présence de ruptures structurelles en 2004 et 2011. Comme le suggère Narayan (2005), les différences au niveau des dates de rupture reviennent au fait que les tests de racines unitaires recherchent les points d'arrêts dans la série alors que le test de cointégration recherche la rupture dans le résidu des deux séries.

¹² CUSUM et CUSUM Q : la somme cumulée et la somme cumulée au carré.

Tableau 4 : Résultat du test de (Zivot et Andrews, 1992) et du test de (Gregory et Hansen, 1986)

Variables	Modèle	t-statistic	Valeur critique 5%	Date de rupture
	B	-4,833410	-4,421999	1999
G	C	-4,596432*	-5,081999	1999
	A	-2,852448*	-4,932003	2003
R	C	-3,443993*	-5,082003	2003

Modèle	ADF	Date de rupture	Za	Date de rupture	Zt	Date de rupture
C	-2,630728	2011	-10,53760	2011	2,668506	2011
C/T	-4,481690	2003	-23,21838	2003*	4,574106	2003
C/S	-3,960519	2003	-18,95396	2004	4,051453	2003

Coefficients	R	Modèle C	Modèle C/T	Modèle C/S
G		0,625***	0,131***	0,34*

Notes : le nombre de retard à introduire dans le test Z.A est 0 d'après AIC et SBC.

* indique que l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire avec rupture structurelle est acceptée au seuil 5 %.

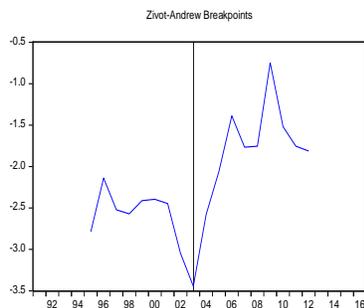
***, **, * indique pour les coefficients de cointégration le degré de significativité statistique au seuil de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Source : estimations des auteurs

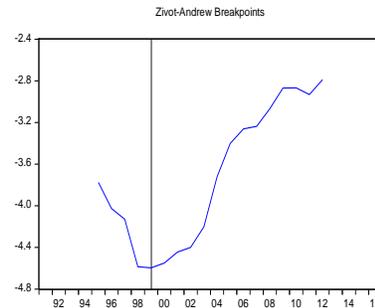
Graphique 5 : Recettes, modèle A



Graphique 6 : Recettes, modèle C



Graphique 7 : Dépenses, modèle C



Source : Auteurs

A l'instar Hakkio et Rush (1991), la condition nécessaire de soutenabilité est vérifiée mais demeure insuffisante car tous les coefficients sont tous différent de 1 (soient 0,625-0,131-0,34) (cf. tableau 4). Selon Quintos (1995) la dette n'est soutenable que si ces coefficients sont égaux à 1.

Par ailleurs, toutes les périodes identifiées (1999, 2003, 2011), à l'exception de l'an 2004, correspondent et coïncident avec les périodes des élections présidentielles (1999 et 2011) et législative (2003). En se référant à la « *political business cycles theory* », Vergne (2009) souligne que durant les périodes précampagnes et d'élection les politiciens manipulent les politiques publiques (donc les budgets) à des fins électorales. Dans l'immédiat, ça favorise le bien-être des électeurs et augmente leur chance de gagner les élections. Dans un pays comme Djibouti, ce mécanisme se produit de manière plus spectaculaire. Les preuves empiriques pour d'autres pays en développement sont fournies notamment par Remmer (1992), Brender et Drazen (2005) et Vergne (2009).

5. Analyses et discussions

Les résultats de ce travail suggèrent que la dette publique prise sous forme de valeur nominale a plus d'impact sur la croissance économique que lorsqu'elle est régressée en valeur actuelle nette. Une augmentation de 1 point de pourcentage de la dette a une incidence de 0,5 point de pourcentage sur la croissance. De plus, la régression à ce titre a permis d'établir une relation de cointégration entre la dette publique et le PIB (variable endogène). En revanche, prise comme valeur actuelle nette, cette relation n'est pas vérifiée et la dette publique ne contribue à la croissance qu'à hauteur de 0,3 point de pourcentage.

Nos résultats confirment ainsi l'hypothèse selon laquelle la dette publique favorise la croissance économique d'un pays comme Djibouti, où les capitaux sont rares, en lui permettant d'acquérir le capital physique nécessaire à la production.

En effet, à l'instar des pays africains sous-développés, la dette publique de Djibouti est constituée pour l'essentiel des emprunts concessionnels assortis de conditions favorables avec un taux d'intérêt largement très inférieur à celui du marché, avec des périodes de grâce et des maturités très longues. En principe, des emprunts avec de telles conditions devraient permettre à l'économie djiboutienne de combler son déficit en ressources financières, avoir plus d'effets sur le revenu par habitant et profiter au développement des infrastructures nécessaires à réaliser des projets socialement rentables. Ce faisant, il ne devait pas y avoir de problèmes à rembourser ces emprunts et contenir la dette à un niveau jugé soutenable. Contrairement aux attentes, ce n'est pas ce que prédisent les résultats de ce travail où les emprunts à des taux concessionnels ne sont pas plus avantageux, ou du moins ne sont pas employés rationnellement et de façon optimale.

Cette analyse se confirme davantage lorsqu'on considère la variable de l'investissement public qui a un impact positif, mais non significatif lorsque la régression porte sur l'indicateur de valeur actuelle nette de la dette. Ceci nous confirme les limites et insuffisances des instruments de gestion financière nécessaires à la réalisation efficace des projets. Il est évident que le problème de mauvaise gestion de la dette est intimement lié aux conditions auxquelles elle est contractée. Ce résultat est similaire à Pattillo et al. (2002), pour qui l'effet de la dette sur la croissance est légèrement supérieur si l'investissement n'est pas considéré. Quel que soit le volume d'investissement consenti, il n'est pas nécessaire d'obtenir les résultats escomptés si son allocation est faussée.

Dans ce sens, le FMI souligne que la soutenabilité du niveau global de l'investissement public ne peut être assurée en raison d'un manque de cadre budgétaire à moyen terme et de dette. Normalement, la règle de dette consiste à identifier une limite de ratio dette publique par rapport au PIB (Agénor, 2018). À Djibouti, il n'y a pas un seuil de référence pour mesurer le niveau optimal de la dette et partant la capacité d'absorption.

Comment peut-on alors expliquer l'effet globalement favorable de la dette et le risque d'insoutenabilité de celle-ci ? Il n'est pas aisé d'apporter des réponses affirmatives à cette interrogation surtout pour un pays comme Djibouti, car beaucoup des paramètres non pris en considération dans ce travail rentrent dans l'opération telle que la corruption et la qualité des institutions. Toutefois, notre travail tente d'apporter un élément de réponse à cette question en

soulignant que la dette publique de Djibouti est faiblement soutenable. Mieux encore, nos résultats montrent que la soutenabilité de la dette est compromise par des creux dans les dépenses qui sont dus à la manipulation extrabudgétaire des politiciens durant les périodes de campagne électorales.

En outre, le taux de croissance de la population et le taux brut d'inscription au secondaire (utilisé comme proxy du capital humain) exercent un effet négatif et significatif sur la croissance économique (Pritchett, 2001, World Bank, 2018). Cette situation met le gouvernement face à un énorme défi portant sur l'arbitrage entre l'assainissement budgétaire et le soutien de la croissance économique sur le court et moyen terme. D'un côté, la crise de confiance que suscite le niveau élevé de la dette à la fois auprès des créanciers et des investisseurs potentiels pourrait se traduire par une crise réelle de la dette (crise de liquidité et de solvabilité). De l'autre, la poursuite de programme de soutien à la croissance apparaît nécessaire pour générer les ressources permettant de financer les intérêts de la dette et réduire ainsi son fardeau et créer en même temps des opportunités d'emploi pour une main d'œuvre en croissance rapide.

Conclusion

Le principal objectif de ce travail était d'examiner la relation entre la dette publique extérieure et la croissance économique et les conditions de sa soutenabilité en Djibouti, durant la période 1987-2017. L'examen de cette relation, moyennant un modèle ARDL, montre que la dette publique, comme principale source de financement de l'économie, a un impact positif et statistiquement significatif sur la croissance économique. Cependant, lorsqu'on considère l'indicateur de valeur actuelle nette de la dette cet effet serait statistiquement non significatif. Cela laisse présager que la facilité d'accès aux emprunts conduit à une accumulation excessive de la dette extérieure sans conséquence significative sur la croissance.

Les résultats relatifs à la soutenabilité de la dette publique, viennent confirmer les préoccupations du FMI à ce titre. Le test de Gregory-Hansen, qui permet d'établir une relation de long terme entre les recettes et dépenses courantes, conclut à une faible soutenabilité de la dette extérieure de Djibouti. La soutenabilité de la dette se trouve compromise par des creux de déficits chroniques engendrés par une dérive des dépenses durant les périodes électorales. Le recours permanent à de nouveaux emprunts devient inéluctable pour combler ces déficits, entraînant par là des séquences perpétuelles d'endettement. Les résultats suggèrent également de rompre avec la politique d'allocation des ressources budgétaires des fins de campagnes électorales en vue d'atténuer le risque de soutenabilité de la dette, fortement lié au creusement du déficit budgétaire.

Bibliographie

Agénor, P.-R. 2018. Règles Budgétaires et Soutenabilité des Finances Publiques/Budgetary Rules and Sustainability of Public Finances.

Barro R. J. 1989. The Ricardian Approach to Budget Deficits. *Journal of Economic Perspectives*—Volume 3, Number 2—Spring, Pages 37–54

Brender, A., Drazen, A. 2005. Political budget cycles in new versus established democracies. *Journal of Monetary Economics* 52, 1271–1295.

- Berg M. A, Pattillo C., Buffie E., Portillo R. & Zanna L.F. 2012. Public Investment, Growth and Debt Sustainability: Putting Together the pieces. IMF workin paper, juin.
- Calderón C.& Zeufack A.G. 2020. Borrow with Sorrow? The Changing Risk Profile of Subsaharan Africa's debt, Policy Research Working Paper 9137, groupe de la Banque mondiale, région Afrique (janvier).
- Checherita-Westphal, C., Rother, P. 2012. The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. *European economic review* 56, 1392–1405.
- Clements, B., Bhattacharya, R., & Nguyen, T. Q. 2003. External debt, public investment, and growth in low-income countries. IMF Working Paper, WP/03/249.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427–431.
- Elmendorf, D., Mankiw, N.G. 1999. Government debt (*Handbook of Macroeconomics*). Elsevier.
- Engle, R., Granger, C. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, 251–76.
- Feldstein, M. 1989. Tax Policies For the 1990's: Personal Saving, Business Investment, and Corporate Debt (Working Paper No. 2837). National Bureau of Economic Research.
- FMI. 2018. Rapport d'assistance technique-Mission sur les indicateurs de solidité financière ; octobre, n°19/234.
- FMI. 2016. Djibouti consultations de 2015 au titre de l'article IV – communiqué de presse et rapport des services du FMI.
- FMI. 2017. Djibouti consultations de 2015 au titre de l'article IV – communiqué de presse, Franzese rapport des services du FMI et déclaration de l'administrateur pour Djibouti.
- Franzese, R.J. 2000. Electoral and Partisan Manipulation of Public Debt in Developed Democracies, 1956–90, in: Strauch, R.R., von Hagen, J. (Eds.), *Institutions, Politics and Fiscal Policy*, ZEI Studies in European Economics and Law. Springer US, Boston, MA, pp. 61–83.
- Gaspar V., Ralyea J.et Ture E. 2019. L'endettement élevé des pays freine leur adaptation à l'évolution rapide de l'économie mondiale. (10 avril), FMI. Consulté sur : <https://www.imf.org/fr/News/Articles/2019/04/09/blog-fm-high-debt-hampers-countries-response-to-a-fast-changing-global-economy>.
- Gombor A. A. 2011. Les réseaux de transport à Djibouti et le développement économique et social. *Economies et finances*. Université de Grenoble, Français. ffNNT : 2011GRENE001f.
- Gregory, A., Hansen, B. 1996. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics* 70, 99–126.
- Hakkio, C., Rush, M. 1991. Cointegration: how short is the long run? *Journal of International Money and Finance* 10, 571–581.
- Hamilton J., Flavin, M.A. 1986. On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *American Economic Review* 76, 808–19.

- Herndon T., Ash, M., Pollin, R. 2014. Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff. *Cambridge J Econ* 38, 257–279.
- Johansen S., Juselius, K. 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169–210.
- Klein T.M., 1994. External debt management: an introduction (No. WTP245). The World Bank.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. 1992. A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437.
- Narayan P. 2005. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics* 37, 1979–1990.
- Nkoro E., Uko K.A. 2016. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, vol.5, issue 4, 3.
- Pattillo, C., Poirson H., and Ricci L.A. 2002. External Debt and Growth. IMF Working Paper 02/69 (Washington: International Monetary Fund).
- Pattillo C., Poirson H., and Ricci L.A. 2004. What Are the Channels Through Which External Debt Affects Growth? IMF Working Papers, WP/04/15, January.
- Pattillo C., Poirson H., and Ricci L.A. 2011. External Debt and Growth. *Review of Economics and Institutions* vol. 2, n° 3, Fall 2011 – Article 2.
- Perron P. 1989. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica* 57, 1361–1401.
- Pesaran M., Shin, Y., Smith, R. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16, 289–326.
- Pritchett L. 2001. Where Has All the Education Gone? *World Bank Economic Review*, Vol. 15, N°3, pages 367-391.
- Quintos C.E. 1995. Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts. *Journal of Business & Economic Statistics* 13, 409–17.
- Reinhart C. M. and Rogoff K. S. 2010. Growth in a Time of Debt. *American Economic Review: Papers & Proceedings* 100 (May): 573–578
- Remmer K.L. 1992. The process of democratization in Latin America. *Studies in Comparative International Development* 27, 3–24.
- Shi M., Svensson, J. 2002. Conditional Political Budget Cycles (SSRN Scholarly Paper No. ID 315248). Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Trehan B., Walsh, C. 1991. Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits. *Journal of Money, Credit and Banking* 23, 206–23.
- Vergne C. 2009. Democracy, elections and allocation of public expenditures in developing countries. *European Journal of Political Economy* 25, 63–77.

World Bank Group. 2018. Economic Transformation in Djibouti: Systematic Country Diagnostic. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/31301>

World Bank. 2021. World Development Indicator. <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&country=IND>

Zivot E., Andrews, D.W.K. 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 251–270.

Annexe

Tableau A : Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'estimation du modèle

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
ln y	31	20,392	0,491	19,738	21,336
ln d	31	19,762	0,699	18,693	21,391
ln k	31	23,898	0,872	22,69	25,83
ln l	31	0,692	0,576	-0,511	2,028
ln h	28	2,961	0,603	2,262	3,877
Lnd_cons	31	4,464	0,111	4,274	4,591