

Cointegration Entre Corruption Et Croissance Economique A Travers Le Canal De L'investissement : Evidence Empirique Moyennant L'approche "ARDL Bound Testing" Dans Le Cas De La Tunisie

Badry Hechmy, PhD

University of Tunis el Manar, Faculty of Economic Sciences and
Management of Tunis, Department of Quantitative Methods, Tunisia

doi: 10.19044/esj.2016.v12n16p424 [URL:http://dx.doi.org/10.19044/esj.2016.v12n16p424](http://dx.doi.org/10.19044/esj.2016.v12n16p424)

Abstract

This study focuses on the relationship between corruption and economic growth in Tunisia from 1987 to 2013, and is mainly interested in the role of discretion and distortion in public spending. To explore the relationship between the variables of interest, ARDL Bound testing approach of Pesaran and Shin (1999) was used.

The empirical results show that corruption negatively affects long-term economic performance. And suggest that public investment large scale is not necessarily desirable in an environment characterized by corruption, because it results in a waste of public funds. However the estimation of an ECM model of short-term dynamics shows that corruption is associated with an increase in real GDP per head.

The results support the idea that corruption undermines long-term economic performance and call for institutional reforms to improve the quality of governance as a prerequisite for extensive economic growth.

Keywords: Corruption, Economic Growth, Investment, Cointegration, ARDL, ECM.

Résumé

Cette étude porte sur la relation entre la corruption et la croissance économique en Tunisie de 1987 à 2013, et s'intéresse essentiellement au rôle du pouvoir discrétionnaire et de la distorsion dans les dépenses publiques. Pour explorer la relation entre les variables d'intérêts, l'approche de cointégration "d'ARDL Bound testing" de Pesaran et Shin(1999) a été utilisée.

Les résultats empiriques montrent que la corruption affecte négativement la performance économique à long terme. Et suggèrent qu'un investissement public de grande ampleur n'est pas forcément souhaitable dans un environnement caractérisé par la corruption, car il se traduit par un gaspillage des fonds publics. Cependant l'estimation d'un modèle ECM des dynamiques à court terme montre que la corruption est associée à un accroissement du PIB réel par tête.

Les résultats corroborent l'idée selon laquelle la corruption sape la performance économique à long terme et en appellent à des réformes institutionnelles destinées à améliorer la qualité de la gouvernance comme condition préalable à toute croissance économique extensive.

Mots Clés: Corruption, Croissance Economique, Investissement, Cointégration, ARDL, ECM.

Introduction:

Dans ce papier, nous étudions l'effet de la corruption sur la croissance économique en Tunisie à travers le canal de l'investissement sur la période 1987-2013 moyennant l'approche "ARDL Bound testing" de Pesaran et Shin(1999). L'hypothèse de base est que la corruption exerce un effet négatif sur la performance économique puisque d'une part elle agit comme une taxe qui augmente les coûts de production indirects donc elle affecte négativement le volume des facteurs de production, d'autre part elle est associée à une baisse de l'efficacité dans l'allocation et l'utilisation des facteurs de production.

Pour valider empiriquement cette relation, deux techniques différentes de cointégration ont été utilisées.

La technique de cointégration d'Engle-Granger en deux étapes montre qu'il n'y a aucune relation de cointégration, donc rien ne peut être dit sur la relation de long terme entre la corruption et la croissance économique. Ce résultat n'est pas surprenant compte tenu de la taille réduite de l'échantillon (période relativement courte) et la puissance faible du test.

Pour contourner le problème de la période étudiée relativement courte, l'approche "ARDL Bound Testing" de Pesaran et Shin (1999) a été appliquée. Cette approche montre qu'il y a une relation de cointégration entre les variables et rend possible l'estimation de telle relation à long et à court terme.

Le choix du modèle qui décrit le long terme a été effectué sur la base des critères de Schwartz Bayesian Criterion et Akaike Information Criterion. Les résultats de l'estimation montrent que la corruption a un effet négatif sur la croissance économique à long terme, ce résultat peut être expliqué d'abord par le fait que la corruption abaisse l'investissement dans le secteur

privé parce qu'elle accroît les coûts de production indirects en agissant comme une taxe indirecte mais incertaine sur l'investissement, d'un autre côté la corruption affecte négativement le volume des investissements publics productifs en détournant ces fonds publics vers des activités improductives et vers des méga projets d'infrastructures publiques de cette manière elle exerce un effet négatif sur l'efficacité de l'investissement public car les fonctionnaires corrompus accordent la priorité à des projets qui procurent des gains matériels et politiques privés importants au détriment des projets qui génèrent des bienfaits sociaux importants. Ainsi un Etat corrompu affectera des ressources à des grands projets d'infrastructure publique afin de maximiser les opportunités de détournement des fonds publics.

Sur le court terme l'estimation d'un modèle de correction d'erreur (ECM) montre que la corruption affecte positivement la croissance économique, ce résultat n'est pas étonnant puisque les décideurs corrompus vont accélérer la réalisation des projets de court terme leur permettant de procurer des gains au plus vite possible.

Le reste de l'article est organisé comme suit : la deuxième section passe en revue les principaux aboutissements théoriques et empiriques, la troisième section décrit le modèle et les méthodes d'estimation, les résultats de l'étude seront présentés dans la quatrième section, et la cinquième section conclut.

Revue de la littérature théorique et empirique:

Selon Ndikumana, (2007) les causes principales de la corruption sont la concentration de pouvoirs, le pouvoir discrétionnaire pour les dépenses publiques, la structure du système fiscal, la faiblesse des salaires dans le secteur public, la tentative de détournement de la dette extérieure fongible et de l'aide au développement, et le manque de transparence des contrats internationaux, en particulier pour l'extraction des ressources naturelles.

Nous nous limiterons dans cette étude au rôle du pouvoir discrétionnaire et de la distorsion dans les dépenses publiques.

Pour Acemoglu et Verdier (2000), la corruption est liée à l'intervention de l'État. Dans ce cas les décideurs politiques ont un pouvoir discrétionnaire lui permettant de déterminer le type, la taille, la composition et la situation géographique des projets et de la prestation de services. Ce qui augmente les possibilités de détournement de fonds, lesquelles selon Reinikka et Svensson (2005) se manifeste par des fuites dans le transfert de fonds publics entre le point de décision central et les utilisateurs finals des services publics. A cet égard Mauro (1998) a souligné que les dépenses publiques d'investissement sont plus faciles à détourner, de ce fait on trouve généralement qu'elles sont plus importantes que les dépenses ordinaires telles que les traitements des salariés.

En ce qui concerne la relation entre la corruption et la croissance économique, la majorité des études qui ont porté sur ce sujet, entre autres Tanzi (2002), Svensson (2005) et Gyimah-Brempong (2002) soutiennent l'idée selon laquelle la mauvaise gouvernance, en particulier la corruption est néfaste à la croissance. Ce constat n'est pas surprenant, étant donné que les pays caractérisés par des critères de gouvernance moins stricts et des niveaux de corruptions élevés affichent une croissance plus lente.

La question qui se pose à cet égard est quels sont les canaux à travers lesquels la corruption sape la croissance ?

Pour Mauro (1995) ; Tanzi et Davoodi (2002a) le canal essentiel est l'investissement, en effet la corruption augmente le coût de production et l'incertitude quant à la rentabilité des capitaux investis ce qui décourage l'investissement. Il est à noter à cet égard que la corruption agit comme une taxe mais à la différence de cette dernière elle est imprévisible et donc difficile à l'internaliser.

Sur le plan empirique, Pellegrini et Gerlagh (2004) ont souligné que lorsque la corruption recule d'un point de pourcentage, l'investissement privé et le PIB augmenteront successivement de 2,5 et 0,35 points de pourcentage. Pour Mauro (1995) presque le tiers des effets de la corruption sur la croissance passe à travers le canal de l'investissement privé.

La corruption est néfaste, aussi pour l'investissement public, puisqu'elle induit une préférence pour les méga projets susceptibles d'engendrer des détournements considérables pour les décideurs corrompus et réduit donc son efficacité. Dans une étude portant sur les entreprises publiques d'électricités des pays caractérisés par des niveaux de corruption élevés, Dal Bó et Rossi (2007) ont remarqué qu'elles sont surpeuplées et moins efficaces que des entreprises similaires dans des pays bien gouvernés.

Mauro (1998), Tanzi et Davoodi (2002b) ont remarqué que la corruption est associée à une distorsion en faveur des nouveaux projets d'investissement financés par emprunt qui génèrent des gains plus élevés pour les décideurs corrompus au détriment des dépenses ordinaires financés par les recettes courantes.

Le modèle et la méthode d'estimation:

Le modèle et les données

- **Le modèle**

Dans cette étude le modèle de Solow modifié a été utilisé pour analyser l'effet de la stabilité politique sur la croissance économique, le modèle de Solow s'écrit comme suit :

$$Y = AK^\gamma L^{1-\gamma} \quad (1)$$

Avec:

Y: le PIB réel;

A : le progrès technique qui est neutre au sens de Hicks ;

K : est le capital physique ;

L : le nombre de travailleurs ;

γ : La part du capital physique dans la production;

$1-\gamma$: La part du travail dans la production.

Si on divise les deux termes de l'équation par L, on obtient :

$$\frac{Y}{L} = \frac{AK^\gamma L^{1-\gamma}}{L} = A\left(\frac{K}{L}\right)^\gamma \Leftrightarrow y = Ak^\gamma \quad (2)$$

Avec:

y: le PIB réel par unité de travail,

k : le capital physique par unité de travail.

En ajoutant l'opérateur logarithmique aux deux termes de l'égalité, on obtient :

$$\ln y = \ln A + \gamma \ln k \quad (3)$$

Maintenant, nous allons intégrer la stabilité politique dans la spécification ci-dessus. North (1990) a affirmé que les institutions d'un pays déterminent sa performance économique à long terme. Les institutions se réfèrent à la stabilité politique, la qualité du gouvernement, le système judiciaire indépendant, les droits politiques, les droits de propriété, etc. Ainsi la corruption peut directement affecter la croissance à travers son effet sur la productivité totale des facteurs du pays représenté par le terme A.

Supposons que A est une fonction de la corruption C et du temps t.

$$A(C) = A_0 e^{\alpha t + \beta C} \quad (4)$$

Il s'ensuit d'après les équations (1) et (2) que :

$$\ln y_t = \ln A_0 + \alpha t + \beta c_t + \gamma \ln k_t \quad (5)$$

Soit $\ln A_0 = \alpha_0$, donc l'équation précédente s'écrit :

$$\ln y_t = \alpha_0 + \alpha t + \beta c_t + \gamma \ln k_t \quad (6)$$

β : est le coefficient qui mesure l'effet direct de la corruption sur la croissance économique.

Il est à noter qu'il est parfois difficile d'estimer une telle équation structurelle puisque l'utilisation d'une série temporelle pure est caractérisée par la non stationnarité dans les données. Ainsi l'estimation sous cette forme structurelle peut conduire à une régression fallacieuse s'il y a absence de cointégration entre les variables.

• Les données

Les variables utilisées dans cette étude sont :

- y_t : Le PIB réel par tête utilisé comme proxy du PIB par unité de main d'œuvre, c'est une mesure de la performance économique ;

- k_t : L'investissement en pourcentage du PIB réel utilisé comme proxy de l'investissement par ouvrier;
- $corrupt_t$: est la variable corruption

La période étudiée s'étale de 1987 à 2013, et les données sont de périodicités annuelles. Nous sommes limités à cette période car les données relatives à la corruption ne sont disponibles qu'à partir de cette date. Les données relatives à y_t et k_t sont tirées du "Penn World Table" (version 7.0) de Alan Heston, Robert Summers and Bettina Aten ; et les données relatives à la $corrupt_t$ sont tirées de "Political Risk Services (PRS) group from the International Country Risk Guide (ICRG). Cet indice est établi sur une échelle de 0 à 6, la corruption est jugée élevée si l'indice est nulle. Pour faciliter l'interprétation on a renversé cet indice.

Méthodologie

La majorité des séries temporelles relatives à des variables économiques sont non stationnaires et les estimations fondées sur ces variables non stationnaires conduisent généralement à une régression fallacieuse. Ces variables peuvent être rendues stationnaires par différentiation après avoir déterminé leurs ordres d'intégration. Toutefois, cette méthode a pour inconvénient la perte de l'information à long terme. La méthode de cointégration permet de contourner ce problème, puisque la régression en niveau sera possible si les variables sont cointégrées et elle permet donc de tester l'existence d'une relation à long terme.

Il existe plusieurs approches pour tester cette relation à long terme, entre autres¹⁵ :

- la méthode en deux étapes d'Engle-Granger (1987),
- et l'approche "Bound Testing Approach" (Pesaran et Shin (1999); et Pesaran, Shin et Smith: (1996,2001)
- **Test de cointégration: la méthode d'Engle-Granger en deux étapes**

Economiquement parlant, on dit que deux ou plusieurs variables sont cointégrées s'il existe à long terme une relation d'équilibre entre elles. En d'autres termes, tester la relation de cointégration revient à chercher s'il y a une relation à long terme entre les variables qui peut être représentée sous la forme structurelle représentée par l'équation(6). Cette méthode permet d'estimer au même temps la relation de déséquilibre à court terme.

Après avoir vérifié que les variables sont intégrées de même ordre, le test d'Engle-Granger (1987) sera effectué moyennant la régression suivante :

¹⁵ Il existe d'autres méthodes telles que: System based reduced rank regression approach(Johansen: 1991,1995); Variable addition approach(Park,1990); Residual based approach of Shin(1994); Stochastic common trend approach(Stock and Watson,1988).

$$\ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln k_t + \alpha_2 \text{corrup}_t + u_t \quad (7)$$

Avec

- y_t : PIB réel par tête ;
- k_t : investissement en pourcentage du PIB ;
- corrup_t : corruption ;
- u_t : terme d'erreur.

Cette méthode consiste d'abord à estimer par la méthode OLS l'équation (7) et puis de tester la stationnarité ou l'existence de racine unitaire du terme résiduel u_t , qui s'exprime comme suit :

$$u_t = -\alpha_0 + \ln y_t - \alpha_1 \ln k_t - \alpha_2 \text{corrup}_t \quad (8)$$

L'hypothèse nulle, H_0 : u_t est non stationnaire et donc il n'y a pas de relation de cointégration entre les variables.

Cependant, la distribution limite du test t ne suit pas la distribution limite de Dickey-Fuller utilisée dans le test de racine unitaire. Bien que Engle-Granger(1987) ont d'abord fourni les valeurs critiques pour un régresseur, plus tard, il a été prolongé par Engle et Yoo (1987) et à l'heure actuelle le tableau de MacKinnon (1999, 2010) est considéré comme le tableau le plus achevé.

Si l'hypothèse nulle H_0 d'absence de cointégration a été rejetée, l'équation en niveau suivante peut être estimée et elle ne sera pas alors fallacieuse. :

$$\ln y_t = \alpha_0 + \alpha t + \beta c_t + \gamma \ln k_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Pour capturer la dynamique à court terme, le modèle à correction d'erreurs ECM suivant peut être estimé :

$$\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln k_t + \beta_2 \Delta \text{corrup}_t + \beta_3 t + \beta_4 \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{ECM}_{t-1} = \varepsilon'_{t-1} = \ln y_{t-1} - \beta_1' \ln k_{t-1} - \beta_2' \text{corrup}_{t-1} - \beta_3' (t-1) \quad (11)$$

Avec :

- ECM_{t-1} : terme de correction d'erreur à l'instant $t-1$,
- $\Delta \ln y_t = \ln y_t - \ln y_{t-1}$;
- t : tendance temporelle.

• L'approche ARDL Bound Testing

Dans l'approche ARDL Bound testing, les variables dépendantes retardées et indépendantes retardées peuvent être introduites dans le modèle. Le terme "auto regressive" signifie que la variable dépendante retardée peut déterminer la variable dépendante présente alors que le terme "distributed lag" se réfère au retard des variables indépendantes. Ainsi, cette technique peut être utilisée même si la variable indépendante n'entraîne pas une variation instantanée de la variable dépendante comme envisagé dans le modèle théorique. Cependant pour appliquer la méthode ARDL Bound testing, il faut être sûr qu'il n'y a aucune variables I(2). En effet, d'après

Ouattara (2004), les statistiques critiques F ne sont pas valables dans cette approche en présence d'une variable I (2). De même il faut être prudent sur l'utilisation des valeurs critiques lorsque l'échantillon est de taille réduite. Les valeurs critiques de Narayan (2004) seront utilisées dans cette étude puisque la taille de l'échantillon est faible.

L'approche de "ARDL Bound testing" est préférée à d'autres techniques de cointégration pour plusieurs raisons :

- D'abord, d'après Pesaran et al. (2001), cette approche convient mieux pour des échantillons de tailles réduits. Cependant, la technique de cointégration de Johansen nécessite un grand échantillon pour obtenir un résultat valide (Ghatak et Siddiki, 2001).
- Ensuite, cette méthodologie peut être appliquée si les variables utilisées ; sont toutes I (1), sont toutes I (0), ou sont mixtes.
- Le modèle ARDL concède un estimateur convergent des coefficients de long terme indépendamment du fait que les régresseurs sous-jacents sont purement I (0), I(1) ou mutuellement cointégrés d'après Pesaran et al. (2001).
- Selon Pesaran et Shin (1995), l'approche ARDL nécessite une forme réduite simple de l'équation par contre dans d'autres techniques, un système d'équations est nécessaire.
- Le test ARDL Bound permet d'utiliser différents retards pour les régresseurs par opposition aux modèles VAR de cointégration où des retards mixtes pour les variables ne sont pas autorisés (Pesaran et al, 2001).

Pour appliquer l'approche "ARDL Bound testing" on a utilisé la forme réduite de l'équation (6) suivante (l'équation 6 ne peut pas être utilisée)

$$\ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln k_t + \alpha_2 \ln corrup_t \quad (12)$$

Avec :

- y_t : PIB réel par tête ;
- k_t : l'investissement en pourcentage du PIB ;
- $corrup_t$: indice de corruption.

Les raisons pour lesquelles, le modèle a été défini de cette manière se résume ainsi :

- Si les variables sont exprimées sous forme logarithmique le problème de la non-normalité peut être réduit (Wooldridge (2006).
- Dans l'approche Bound testing, si la relation de cointégration existe, alors la présentation des relations à long terme nécessite souvent des régresseurs formés de variables dépendantes et indépendantes retardées, ce qui n'est pas le cas dans la représentation de relation à long terme d'Engle-Granger.
- D'après Wooldridge (2006), cette technique permettant de trouver une relation à long terme a l'avantage en quelques sortes de résoudre

le problème d'endogénéité par la force d'ajouter des variables dépendantes retardées comme régresseurs.

- Il n'est pas nécessaire d'introduire beaucoup de variables explicatives dans le modèle puisque les variables dépendantes retardées peuvent servir à la place des variables omises le cas échéant. Dans notre cas, la version de correction d'erreur sans restriction du modèle ARDL peut être formulée comme suit :

$$\Delta \ln y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta \ln k_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \ln \text{corrup}_{t-i} + \theta_1 \ln y_{t-1} + \theta_2 \ln k_{t-1} + \theta_3 \ln \text{corrup}_{t-1} + \eta_t \quad (13).$$

Le retard peut être choisit en se basant sur les techniques de "Akaike Information Criterion" (AIC) et "Schwarz Bayesian Criteria" (SBC) étant donné que le modèle ne présente pas d'autocorrélation, de "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" (ARCH) et de non normalité. A cet égard, Pesaran et Shin (1999) ont recommandé d'utiliser au maximum 2 retards pour les données annuelles.

L'estimation peut être réalisée moyennant la méthode des MCO. Ensuite un test F sera effectué pour tester l'existence de la relation de long terme :

- $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$, tous ces coefficients sont nulle et donc pas de cointégration entre les variables d'intérêts ;
- $H_1: \theta_1, \theta_2 \text{ et } \theta_3$, ne sont pas simultanément nulle.

Mais la distribution asymptotique de la statistique F n'est pas standard. Cela dépend du nombre des régresseurs, du nombre des variables I (0) et I (1) et de l'inclusion de la tendance et de la constante. Comme nous avons une taille relativement petite de l'échantillon, les valeurs critiques rapportées par Narayan (2004) sont utilisées dans cette étude. Narayan propose pour chaque taille de l'échantillon deux valeurs critiques : valeur critique inférieure (borne inférieure) qui suppose que les variables sont purement I (0) et valeur critique supérieure (limite supérieure), qui suppose que les variables sont purement I (1). Si la statistique F calculée dépasse la limite supérieure, alors, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration peut être rejetée, et donc il existe une relation à long terme entre les variables sous-jacentes. Alors que si la statistique F calculée est en dessous de la limite inférieure, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut pas être rejetée, et la relation de long terme entre les variables ne peut pas être confirmée. Cependant, l'inférence est peu concluante si la statistique calculée se trouve entre les bornes inférieure et supérieure.

Il est à noter que, même s'il existe une relation de cointégration entre les variables, le résultat sera sans importance si les paramètres ne sont pas stables tout au long de la période étudiée. L'instabilité dans un paramètre apparait en raison de ruptures structurelles, il est donc important de vérifier

si les paramètres sont stables pour rendre l'inférence totalement fiable. Pour faire le test de constance du paramètre, Pesaran et Pesaran (1997) ont préconisé d'appliquer le test de "Cumulative sum of recursive residuals" (CUSUM) de Brown et al. (1975).

S'il existe une relation de cointégration alors le modèle de long terme et la version de correction d'erreur du modèle ARDL à estimer peuvent être formulées comme suit :

$$\ln y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \ln k_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \ln \text{corrup}_{t-i} + u_t \quad (14)$$

$$\Delta \ln y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta \ln k_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta \ln \text{corrup}_{t-i} + \delta(\text{ECM}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (15)$$

Avec

$$\text{ECM}_{t-1} = \ln y_{t-1} - \alpha_0 + \sum_{i=2}^p \beta_i \ln y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln k_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \ln \text{corrup}_{t-i} \quad (16)$$

Avec : $-1 \leq \text{ECM}_{t-1} \leq 0$ et $\delta \pi 0$.

La valeur absolue de δ détermine comment l'équilibre sera rapidement établi.

• **Test de racine unitaire**

Avant d'effectuer le test de cointégration, il faut au préalable faire le test de racine unitaire. Il est à noter que la méthode de cointégration d'Engle-Granger exige que toutes les variables soient intégrées de même ordre, Cependant l'approche ARDL Bound exige que l'ordre d'intégration de chaque variable ne puisse pas dépasser l'unité.

Dans ce travail on va utiliser le test de racine unitaire de Dickey-Fuller.

Considérons le processus stochastique suivant:

$$y_t = \theta y_{t-1} + u_t \quad (17)$$

u_t est un bruit blanc

Si $\theta = 1$, il y'a une racine unitaire et le processus devient une marche aléatoire sans dérive qui est un processus stochastique non stationnaire.

Cette équation peut être aussi écrite comme suit :

$$\Delta y_t = (\theta - 1)y_{t-1} + u_t \quad (18)$$

En considérant la dérive et la tendance les deux modèles suivants peuvent être écrits :

$$\Delta y_t = \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + u_t \quad (19)$$

$$\Delta y_t = \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 t + u_t \quad (20)$$

Le test de Dickey-Fuller (DF) suppose que les termes d'erreurs ne sont pas corrélés entre eux, et, il consiste d'abord à estimer l'une ou les deux équations ci-dessus en utilisant les MCO pour calculer la valeur estimée de θ_1 , et l'erreur standard associée. Ensuite, en comparant les statistiques t

résultant de l'estimation avec la valeur critique appropriée de la table Dickey-Fuller, on peut conclure si on accepte ou on rejette l'hypothèse nulle H_0 selon laquelle $\theta_1 = 0$.

Dans les cas où les u_t sont corrélés la version augmentée du test de Dickey-Fuller (ADF) sera utilisée. Il consiste à ajouter des variables dépendantes retardées. Un nombre optimal de retard est souvent décidé empiriquement. L'idée est d'inclure suffisamment de termes de retard de sorte que les termes d'erreur ne soient pas corrélés.

Résultats de l'estimation:

Résultats du test de racine unitaire

Pour effectuer le test de racine unitaire de Dickey-Fuller (ADF), les procédures décrites dans Enders (2004) ont été poursuivies. Les résultats sont présentés dans le tableau 1:

Tableau n°1 : résultats du test d'ADF de racine unitaire

Variable	Modèle avec tendance et constante		Modèle avec constante		Modèle sans tendance et sans constante		Ordre d'intégration
	Coefficient	Nombre de retards	Coefficient	Nombre de retards	Coefficient	Nombre de retards	
$\ln y_t$	-0.40 *▲	2	-	-	-	-	I(1)
$\Delta \ln y_t$	-4.54***	1	-	-	-	-	
$\ln k_t$	-3.21	3	-1.52	3	1.23(3)	3	I(1)
$\Delta \ln k_t$	-4.15*	1	-	-	-	-	
corrupt_t	-1.43	2	-1.43	2	0.62 (2)	2	I(1)
$\Delta \text{corrupt}_t$	-4.12*	1	-	-	-	-	
$\ln \text{corrupt}_t$	-1.73	2	-1.32	2	0.82 (2)	2	I(1)
$\Delta \ln \text{corrupt}_t$	-4.32*	1	-	-	-	-	

Notes :

- L'hypothèse nulle : présence de racine unitaire,
- ***, **, et * représentent respectivement les niveaux de signification de 1%, 5% et 10%,
- ▲ signifie l'inférence est effectuée moyennant la distribution normale.

Le tableau n°1 montre que, toutes les variables ne sont pas stationnaires mais elles deviennent toutes stationnaires en différence première. Ainsi les conditions requises pour effectuer le test de cointégration en utilisant la méthode d'Engle-Granger et l'approche du Bound testing sont satisfaites.

Résultats du test de cointégration d'Engel et Granger

Le test de cointégration d'Engel et Granger consiste d'abord à estimer l'équation (7) moyennant les MCO, ensuite, le test augmenté d'Engle-Granger sera effectué sur les résidus estimés de l'équation précédente. Il s'agit de tester l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y a pas de cointégration. Il est à noter que le test augmenté d'Engle-Granger est le même que le test ADF, sauf que les valeurs critiques sont différentes. Ce test est effectué sans tendance et sans constante, et les longueurs des retards ont été choisis de telle manière que les termes d'erreurs ne soient pas auto-corrélés.

Tableau n°2 : Test de cointégration d'Engel-Granger

Niveau de signification	1%	5%	10%
Valeurs critiques	-3.72	-3.01	-3.22
Statistique calculée	-1,27		

Notes :

- les valeurs critiques sont calculées en utilisant la table de McKinnon(2010).
- Les valeurs critiques mentionnées ici sont pour un test avec une constante puisque les valeurs pour le test sans constante et sans tendance sont non disponibles.

En comparant la statistique calculée avec les valeurs critiques dans le tableau 2, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut pas être rejetée même au niveau de signification de 10%. . Donc l'équation (6) décrivant la relation à long terme entre les variables en niveau ne peut pas être estimée.

À cet effet, on a procédé avec l'approche de cointégration de "Bound testing". Une telle approche ne peut pas estimer le modèle théorique exact, mais elle peut ramener des informations à long terme s'il y a une relation de cointégration entre les variables.

Résultats de cointégration : Bound testing approach

Pour procéder avec l'approche du "Bound test", il est nécessaire de spécifier un modèle ARDL général sans restriction ensuite de sélectionner la forme réduite du modèle tout en respectant les critères d'absence d'autocorrélation, d'absence d'ARCH et de normalité (équation (7)). (La réduction se fait en supprimant le retard le moins significatif du modèle, et en gardant la constante et les variables de forme exprimées en niveau).

La sélection a été effectuée sur la base des critères les plus bas de Schwartz-Bayesian Criteria (BIC) et d'Akaike Information Criterion (AIC).

Tableau n°3 : Critères SBS et AIC pour le choix du modèle ARDL sans restriction

Modèle	SBC	AIC	Pas d'autocorrélation	Pas d'Arch	Normalité
ARDL ₁	-122,62	-137,13	Oui	Oui	JB=0,26(0,77) SW=0,87(0,68)
ARDL ₂	-119,46	-135,245	Oui	Oui	JB=0,26(0,77) SW=0,87(0,68)
ARDL ₃	-128,31	-138,39	Oui	Oui	JB=0,12(0,84) SW=0,86(0,77)

Notes :

- les p values entre parenthèses sont pour le test de normalité.
- H₀ : les résidus sont normaux. JB: Jarque-Bera test, SW: Shapiro-Wilk test

D'après le tableau 3, le modèle ARDL₃ est choisie puisque il correspond au niveau le plus bas des critères de SBS et d'AIC. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration est ensuite testée, les résultats sont donnés dans le tableau 4. La statistique F calculée est supérieure au plus grand "critical Bound" donc l'hypothèse nulle d'absence de cointégration peut être rejetée. Il est à noter que les valeurs critiques sont de Narayan (2004) sans restriction de la constante, et sans tendance ; elles sont calculées pour une taille de l'échantillon égale à 30 qui est proche de la taille de notre échantillon. Ce sont donc les valeurs critiques les plus proches possibles à utiliser et la statistique calculée F est suffisamment élevée pour choisir une telle conclusion.

Tableau n° 4 : Bound Test de Cointégration

Valeurs critiques de Narayan (2004)					
1%		5%		10%	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
6.14	7.77	5.24	6.33	4.33	5.01
Statistique F calculée = 41.12					

Résultats des dynamiques à long terme et à court terme

Après avoir montré que les variables d'intérêts sont cointégrées moyennant l'approche de Bound, le choix du modèle s'effectue sur la base des critères SBS et AIC. Dans notre cas on choisit l'ARDL₅ (le choix de 2 retards comme suggéré par Pesaran et Shin, 1999 ne nous permet pas de se débarrasser de l'autocorrélation).

Tableau n°5 : Critères SBS et AIC pour le choix du modèle de long terme

Modèle	SBC	AIC	Pas d'autocorrélation	Pas d'Arch	Normalité
ARDL ₁	-97,45	-107,45	Oui	Oui	JB=0,90(0,64) SW=0,97(0,59)
ARDL ₂	-100,61	-109,38	Non	Oui	JB=0,95(0,62) SW=0,97(0,59)
ARDL ₃	-103,54	-110,11	Oui	Oui	JB=0,61(0,74) SW=0,96(0,50)
ARDL ₄	-104,43	-111,46	Oui	Oui	JB=0,05(0,98) SW=0,97(0,63)
ARDL ₅	-106,32	-115,36	Oui	Oui	JB=0,87(0,65) SW=0,96(0,42)

Notes :

- Les p values entre parenthèses sont pour le test de normalité.
- H₀ : les résidus sont normaux ;
- JB : Jarque-Bera test;
- SW: Shapiro-Wilk.

Le modèle de long terme s'écrit :

$$\ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_{t-1} + \alpha_2 \ln k_{t-2} + \alpha_3 \ln \text{corrup}_{t-1} + \alpha_4 \ln \text{corrup}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Les retards sont basés sur Schwartz Bayesian Criterion et Akaike Information Criterion, étant donné que le modèle ne souffre pas d'autocorrélation, d'ARCH et de non-normalité.

Tableau n°6 : Estimations de long terme

Variable dépendante : $\ln y_t$			
Regresseurs	Coefficients	Erreur standard	t de student calculée
Constante	0,08	0,26	0,31
$\ln y_{t-1}$	0,86***	0,04	21,50
$\ln k_{t-2}$	0,06*	0,036	1,67
$\ln \text{corrup}_{t-1}$	0,06*	0,04	1,50
$\ln \text{corrup}_{t-2}$	-0,11*	0,067	-1,66
Statistique F=498 (p value : 0.00)			
Jarque-Bera test=0.91 (p value: 0.71)			
Shaporo-Wilk test=0.93 (p value: 0.49)			

Note: ***, ** et * représentent respectivement les niveaux de signification de 1%, 5% et 10%.

Il ressort de ce tableau que le coefficient d'investissement est positif, il a le signe attendu, mais il n'est significatif qu'à 10%, ce qui est acceptable pour une telle petite taille de l'échantillon. De même les deux variables retardées sont significatives à 10%.

Calculons les multiplicateurs de long terme :

On sait qu'à long terme

$$\ln y_t = \ln y_{t-1}$$

$$\ln k_{t-2} = \ln k_t$$

$$\ln \text{corrup}_{t-1} = \ln \text{corrup}_{t-2} = \ln \text{corrup}_t$$

Il s’ensuit que le modèle de long terme s’écrit :

$$\begin{aligned} \ln y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 \ln k_t + \alpha_3 \ln \text{corrup}_t + \alpha_4 \ln \text{corrup}_t + \varepsilon_t \\ \Leftrightarrow (1 - \alpha_1) \ln y_t &= \alpha_0 + \alpha_2 \ln k_t + (\alpha_3 + \alpha_4) \ln \text{corrup}_t + \varepsilon_t \\ \Leftrightarrow \ln y_t &= \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1)} + \frac{\alpha_2}{(1 - \alpha_1)} \ln k_t + \frac{(\alpha_3 + \alpha_4)}{(1 - \alpha_1)} \ln \text{corrup}_t + u_t \end{aligned} \quad (22)$$

Le multiplicateur de long terme de $\ln k_t$ est $\frac{\alpha_2}{(1 - \alpha_1)} = \frac{0,06}{1 - 0,86} = 3,06$

et celui de corrup_t est $\frac{(\alpha_3 + \alpha_4)}{(1 - \alpha_1)} = \frac{0,06 - 0,11}{1 - 0,86} = -0,36$

Cela signifie que l’augmentation de 1 point de % de l’indice de corruption se traduira par une diminution de 0,36% du PIB réel par habitant. Et que l’augmentation d’un point de % du ratio de l’investissement k_t , entraîne une augmentation du PIB réel par habitant de 3,06%.

Après avoir estimé le modèle de long terme, on a estimé ensuite les dynamiques de court terme moyennant la procédure en deux étapes d’Engle-Granger et en utilisant le modèle de correction d’erreur suivant (ECM):

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_t &= \alpha_1 \Delta \ln y_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln y_{t-2} + \alpha_3 \Delta \ln y_{t-3} + \alpha_4 \Delta \ln y_{t-4} + \alpha_5 \Delta \ln k_t + \\ &\alpha_6 \Delta \ln k_{t-1} + \alpha_7 \ln k_{t-2} + \alpha_8 \ln \text{corrup}_{t-1} + \alpha_9 \text{ECM}_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (23)$$

Les résultats sont présentés dans le tableau 7 suivant :

Tableau n°7 : La dynamique à court terme : ECM

Variable dépendante : $\Delta \ln y_t$			
Regresseurs	Coefficients	Erreurs standards de Newey-West	t de Student calculée
Constante	0.042***	0.02	2,1
ECM _{t-1}	-0.65*	0.32	-2,34
$\Delta \ln y_{t-1}$	0.37*	0.18	2,05
$\Delta \ln y_{t-2}$	-0,232	0.14	-1,65
$\Delta \ln y_{t-3}$	0.27	0.19	1,42
$\Delta \ln y_{t-4}$	0.08	0.088	0,91
$\Delta \ln k_t$	0.22**	0.08	2,75
$\Delta \ln k_{t-1}$	0.002	0.12	0,016
$\Delta \ln k_{t-2}$	-0.05	0.047	-1,063
$\Delta \ln \text{corrup}_{t-1}$	0.09***	0.032	2,81
Statistique F=24 (p value : 0.00) Jarque-Bera test=0.07 (p value: 0.96) Shapiro-Wilk test=0.97 (p value: 0.87)			

Note: ***, ** et * représentent respectivement les niveaux de signification de 1%, 5% et 10%.

Etant donné que le modèle de correction d'erreur souffre d'autocorrélation, l'inférence est faite sur la base de la correction de Newey-West.

Le coefficient de correction d'erreur montre à quelle vitesse l'équilibre est rétabli une fois que le modèle est hors équilibre. Ce coefficient s'élève à 0,65 en valeur absolue, et il est significatif au niveau de 10% ce qui signifie qu'une fois le modèle sera dévié de l'équilibre, il s'ajuste à 65% pendant la même période. Il est à noter que si le coefficient n'est pas significatif l'ajustement ne sera pas faite dans la même période.

Le modèle ARDL sans restriction du Bound test a été choisit, tout en respectant les critères d'absence de corrélation sérielle, d'ARCH et de normalité.

L'autocorrélation a été non seulement testée pour un décalage spécifique, mais pour un nombre de retards allant jusqu'à 15 retards et une limite du p-value de 30%.

De même l'hypothèse nulle d'absence d'ARCH a été testée jusqu'à 15 retards, et elle sera acceptée s'il n'y avait pas d'ARCH dans chacun de ces retards.

L'absence de normalité ne pose pas problème lorsque l'échantillon est de grande taille, mais le défi majeur dans notre étude était la taille réduit de l'échantillon. Ainsi, on a maintenue l'hypothèse de normalité tout en restant prudent depuis la sélection des retards jusqu'à la réalisation des tests.

Il y a lieu de noter qu'en raison de la disponibilité des données une variable importante à savoir le capital humain, souvent considérée comme un facteur déterminant de la croissance a été omise. Mais le problème a été contourné en utilisant la variable dépendante retardée comme un proxy pour toutes les variables omises.

Conclusion:

Dans cet article, nous avons étudié les effets de long terme et les effets de court terme de la corruption sur la performance économique de la Tunisie pour la période qui s'étale de 1987 à 2013. Deux techniques différentes de cointégration ont été utilisées à cet effet.

Tout d'abord, la technique de cointégration d'Engle-Granger en deux étapes montre qu'il n'ya aucune relation de cointégration, donc rien ne peut être dit sur la relation de long terme entre la corruption et la croissance économique. Ce résultat n'est pas étonnant compte tenu de la taille réduit de l'échantillon et la puissance faible du test.

Ensuite l'approche "ARDL Bound Testing" de Pesaran et Shin (1999) a été appliquée. Cette approche montre qu'il y a une relation de cointégration

entre les variables et rend possible l'estimation de telle relation à long et à court terme.

L'estimation de la relation à long terme à partir d'un modèle structurel réduit montre que la corruption a un effet négatif sur la performance économique à long terme, ce résultat peut être expliqué par le fait que les décideurs corrompus préfèrent les grands projets non productifs au détriment des investissements productifs, en effet les responsables publics corrompus détournent les fonds publics vers des activités improductives surtout vers des méga projets d'infrastructures publiques, leurs permettant de procurer des gains plus importants au détriment des projets productifs qui génèrent des bienfaits sociaux importants de cette manière elle affecte négativement l'efficacité de l'investissement public, ce qui se traduit par la baisse de la croissance économique à long terme. Par ailleurs ce résultat corrobore Goldsmith (1987), selon lequel la formation de groupes d'intérêt "self-seeking" ou "distributional coalition" ralentit la capacité à adopter de nouvelles technologies pour faire face à l'évolution des conditions économiques, et réduit ainsi la croissance économique.

A court terme, l'estimation d'un modèle ECM, montre que la corruption a un effet positif sur la croissance économique. Ce résultat n'est pas étonnant si on sait que les décideurs corrompus vont accélérer la réalisation des projets d'investissement surtout les projets bloqués pour en tirer profit des détournements dans les meilleurs délais.

Finalement, une question empirique qui nécessite de plus amples recherches est que la corruption peut avoir également de grandes conséquences sur la distribution des revenus puisqu'elle affecte essentiellement les pauvres, elle ralentit en effet la croissance de leur revenu, réduit les dépenses publiques qui leur ont été destinées, provoque une congestion des services sociaux et induit une intensité capitaliste dans la production, ce qui diminue l'impact que peuvent avoir l'investissement et la croissance sur l'emploi (Ndikumana, 2007).

References:

- Acemoglu D. and T. Verdier (2000), "The choice between market failure and corruption." *American Economic Review* 90 (March), 194-211.
- Barro, R.J.(1991), "Economic growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Brown, R. L., J. Durbin, and J. M. Evans (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", *Journal of the Royal Statistical Society*, B 37, 149-163.
- Dal Bó E. and M.A. Rossi (2007), "Corruption and inefficiency : Theory and evidence from electric utilities", *Journal of Public Economics* 91, 939-962.

- Devereux, M. and J. Wen (1996), “Political Uncertainty, Capital Taxation and Growth”, mimeo, University of British Columbia, Vancouver, Canada.
- Dickey, D. A. and Fuller W. A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Drazen, A. (2000), *Political Economy in Macroeconomics*, Princeton University Press, New Jersey.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, Wiley.
- Engle, R. and Granger, C. (1987), “Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing”, *Econometrica* 55, 251-276.
- Engle, R. F. and B. S. Yoo (1987), “Forecasting and testing in co-integrated systems”, *Journal of Econometrics*, 35, 143–159.
- Ghatak and Siddiki, (2001), “The use of the ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India”, *Journal of Applied Statistics*, 28(5), 573-583.
- Goldsmith A.A. (1987), “Does Political Stability Hinder Economic Development? Mancur Olson's Theory and the Third World”, *Comparative Politics*, Vol. 19, No. 4 pp 471-480
- Hall, R. and Jones, C. (1999), “Why do some countries produce so much more output per worker than others?”, *Quarterly Journal of Economics* ,114, 83-116.
- Heston A., Summers R. and Aten B. (2011). *Penn World Table Version 7.0*. Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP) .
- Johansen S. (1995), “Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”, OUP Catalogue, Oxford University Press, number 9780198774501.
- Johansen, S. (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 59(6), pages 1551-80.
- MacKinnon J.G. (2010), “Critical Values for Cointegration Tests”, Queen’s Economics Department Working Paper No. 1227.
- Maloney, William, (2002), “Missed Opportunities: Innovation and Resource-Based Growth in Latin America”, *Economía*, 3(1), 111-167.
- Mancur Olson,(1982), *The Rise and Decline of Nations: Economic Growth, Stagflation, and Social Rigidities*, New Haven: Yale University Press.
- Mauro P. (1995), “Corruption and growth”, *Quarterly Journal of Economics* 110 (3), 681-712.
- Mauro P. (1998), “Corruption and the composition of government expenditure”, *Journal of Public Economics* 69 : 263-279.
- Narayan, P. K. (2004), “Reformulating critical values for the bounds F - statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand

- model for Fiji”, Department of Economics Discussion Papers No. 02/04, Monash University, Melbourne, Australia.
- Ndikumana L. (2007), “Corruption and Pro-Poor Growth Outcomes : Evidence and Lessons for African Countries”, in Governance and Pro-Poor Growth, African Economic Research Consortium, Nairobi, Kenya, 184- 216.
- North, D. (1990): Institutions, Institutional Changes, and Economic Performance, Cambridge University Press, New York.
- Ouattara, B. (2004), “Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal”. Mimeo University of Manchester.
- Park, J. (1990), Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition. Advances in Econometrics: Cointegration, Spurious Regressions and Unit Roots. Greenwich, CT: JAI Press.
- Pellegrini L. and R. Gerlagh (2004), “Corruption’s effect on growth and its transmission channels”, *Kyklos* 57 (3), 429-456.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999), “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, In Strom, S. (Ed.): *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and R.J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics* ,16, 289-326.
- Reinikka R. and J. Svensson (2005), “Fighting corruption to improve schooling : evidence from a newspaper campaign in Uganda”, *Journal of European Economic Association* 3 (2-3) : 259-267.
- Svensson J. (2005), “Eight questions about corruption”, *Journal of Economic Perspectives* 19 (3), 19-42.
- Tanzi V. (2002), “Corruption around the world : causes, consequences, scope and cures”, In G.T. Abed and S. Gupta (eds.), *Governance, Corruption, and Economic Performance*. Washington, DC : IMF, 19-58.
- Tanzi V. and H.R. Davoodi (2002b), “Corruption, public investment, and growth”, In G.T. Abed and S. Gupta, eds., *Governance, Corruption, and Economic Performance*. Washington, DC : IMF, 280-299.
- Tanzi V. and H.R. Davoodi (2002o), “Corruption, growth, and public finances”, In G.T. Abed and S. Gupta (eds.), *Governance, Corruption, and Economic Performance*. Washington, DC : IMF, 197-222.
- The PRS Group, (2010), “International Country Risk Guide (ICRG)” East Syracuse, NY, USA; <http://www.prsgroup.com/>
- Wooldridge, J. M. (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, MIT Press, Cambridge, MA.