

Effet de l'instabilité des institutions politiques sur la croissance économique en Tunisie : une approche par le modèle ARDL

Nadia Farjallah^{#1}, Mouna Abdelhamid^{#2}

[#]Faculté des Sciences Economique et de Gestion de Sousse, Université de Sousse, Tunisie

¹Nadiafarjallah3@gmail.com

²Abdelhamid.mouna@gmail.com

Résumé— Cet article évalue la relation entre l'instabilité des institutions politiques et la croissance économique en Tunisie sur la période allant de 1984 jusqu'à 2014 en utilisant à la fois le modèle autorégressif à retards échelonnés (noté ARDL en anglais autoregressivedistributedlag) combinée avec les tests de stabilité tel que la somme cumulée (CUSUM) et la somme cumulée des carrés (CUSUMQ) utilisés par Brown et al.,(1975) testant la stabilité des coefficients sur les représentations graphiques. Les résultats prouvent l'existence d'une relation à court et à long terme entre la croissance économique, la corruption, la responsabilité démocratique, la loi et l'ordre, la stabilité du gouvernement et les tensions ethniques. Ce travail a prouvé que, contrairement à la corruption, la stabilité politique, la responsabilité démocratique, la loi et l'ordre et les tensions ethniques ont des effets positifs sur la croissance économique.

Mots clés— croissance économique, institutions politiques, ARDL, Tunisie.

1. INTRODUCTION

La notion de « l'instabilité politique » a présenté un sujet de discordance entre les chercheurs et surtout au niveau de ses répercussions sur la vie économique et sociale d'un pays par rapport à un autre en fonction de la capacité d'un système politique à faire face aux crises et difficultés socio-économiques et garantir ainsi la souveraineté de l'État et les intérêts durables de la société. En fait, l'instabilité politique recouvre deux réalités distinctes : les changements de pouvoir politique par la violence et les changements réguliers dans le respect des formes légales (Abessolo, 2003). Par contre, Gouenet (2009), fait état de trois formes d'instabilités politiques : l'instabilité d'élite ou de l'exécutif qui englobe, coups d'Etat, changements et crises de gouvernement, l'instabilité de masse qui correspond aux mouvements sociaux tels que les grèves, les manifestations ou les émeutes, et enfin

l'instabilité armée ou violente qui prend en compte la guerre civile, les guérillas et toute action politique violente. De ce fait, plusieurs experts ont démontré que l'instabilité politique affecte la croissance économique du fait qu'elle fait accroître l'incertitude, au sens large du terme, qui, à son tour, influe négativement sur les principales décisions des agents économiques. Jong-A-Pin (2009) a examiné l'effet causal de l'instabilité politique sur la croissance économique. Il a montré que le régime politique instable a un effet négatif significatif sur la croissance économique. Plus récemment, Aisen et Veiga(2013) en utilisant l'estimateur des moments généralisés en système pour les modèles dynamiques linéaires des données de panel sur un échantillon couvrant jusqu'à 169 pays, et des périodes de 5 ans de 1960 à 2004, affirment que l'instabilité politique réduit considérablement la croissance économique, à la fois statistiquement et économiquement.

Des études similaires ont signalé une corrélation négative et significative entre l'instabilité politique et la croissance économique (Gupta 1990; Barro 1991; Alesina et al, 1996; Perotti, 1996; Alesina and Chua, 1997). Semblablement à Myrdal (1989), Shleifer et Vishny (1993) soutiennent que la corruption est préjudiciable à la croissance économique. A l'opposé, Lui (1985), confirme que la corruption peut être bénéfique pour la croissance économique à certains niveaux.

Malgré le fait que certaines études antérieures ont affirmé que la corruption peut être bénéfique pour la croissance économique à travers le rôle de celle-ci comme « argent accélérateur » qui réduit les coûts associés aux formalités administratives (Leff, 1964), ce qui constitue la preuve la plus récente de l'association négative entre l'incidence de la corruption sur la croissance économique, la Banque mondiale a identifié la corruption comme « le plus grand obstacle au développement économique et social ». Alesina et Angeletos (2005) montrent que la corruption augmente les inégalités de revenus

parce que les agents plus riches ont un meilleur accès à la recherche des activités illégales. Billger et Goel (2009), concluent que les pays riches ont toujours, des niveaux inférieurs de corruption. North (1990) définit les institutions politiques comme les contraintes humaines qui comprennent l'interaction politique, économique et sociale.

D'autre côtés, Nelson et Sampat (2001) affichent que les institutions sont traitées en tant que « technologies sociales » dans l'opération productives économiques. Ainsi, lorsque les règles changent constamment ou ne sont pas respectées ou même leur application est délicate, quand la corruption n'est pas contrôlée, ou quand les droits de propriété ne sont pas définis, à ce niveau-là, il existe un problème au niveau de la qualité des institutions. Par conséquent, la qualité des institutions pourrait être l'une des plus importantes caractéristiques des modifications de taux de croissance économique des pays. Récemment, divers indicateurs institutionnels, tels que les systèmes légaux, la corruption, les droits de propriétés, la bureaucratie et la stabilité politique d'un pays ont été utilisées pour étudiées le lien entre les qualités institutionnelles et la croissance économique. Cette étude analyse l'impact de l'instabilité des institutions politiques sur la croissance économique en Tunisie pour la période couvrant 1984 à 2014 en utilisant le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) attaché à une approche de cointégration combinée avec les tests de CUSUM et CUSUMQ. Le reste du papier est organisé comme suit. La section suivante décrit la méthodologie et les données de l'analyse. La section 3 présente les résultats empiriques. La conclusion est exposée dans la section 4.

2. LES INSTITUTIONS POLITIQUES EN TUNISIE

Jusqu'à 2010, la Tunisie semblait bien se porter et était considérée comme un modèle à suivre par les autres pays en développement par la Banque Mondiale et le Fonds Monétaire International (FMI). En fait, le Forum Economique Mondial a plusieurs fois classé la Tunisie comme étant l'économie la plus compétitive en Afrique. Cependant, suite à la révolution il s'est avéré que le modèle tunisien comptait de graves défaillances. La création inadéquate d'emplois, notamment pour les diplômés, et les grandes disparités régionales sont à l'origine d'une frustration grandissante à travers le pays qui a mené à la révolution de janvier 2011. Le plus important encore, l'infrastructure des politiques mise en place pendant la période de Ben Ali qui a non seulement donné lieu à des résultats économiques inadéquats tout en soutenant un système basé sur les inégalités et la discrimination mais elle a aussi favorisé la corruption et a abouti à l'exclusion sociale de ceux qui ne sont pas bien introduits dans les sphères politiques. L'absence d'opportunités économiques dans les régions

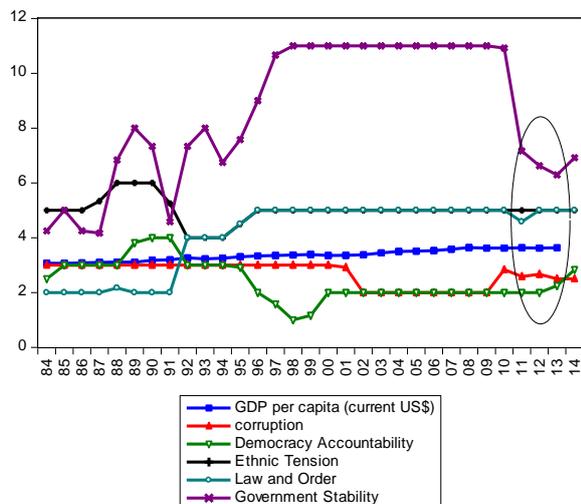
intérieures du pays a exacerbé la frustration. Alors que la situation économique s'est améliorée pour dans les côtes de pays, de grandes disparités ont persisté entre l'intérieur et le littoral. Les taux moyens de pauvreté sont restés quatre fois plus élevés dans l'intérieur par rapport aux zones côtières plus riches. Les politiques économiques ont contribué à maintenir ces disparités puisque la majeure partie des investissements allaient vers le secteur des exportations installés naturellement le long du littoral près des infrastructures nécessaires. Selon les enquêtes menées pendant le printemps et l'été de l'année 2011 par l'ArabBarometer¹ (ArabBarometer est une enquête représentative conduite auprès de 1196 personnes en Tunisie en utilisant les techniques d'échantillonnage aléatoire) qui ont examiné les causes de la révolution, la Tunisie a subi des griefs se rapportant, à part égale, aux faibles opportunités économiques et aux défaillances en matière de gouvernance.

Environ 36 % des sondés ont présenté essentiellement les défaillances de gouvernance comme motivation principale pour prendre part à la révolution, dont 21 % ont cité le manque de libertés civiles et politiques (la corruption en second lieu) et 15 % ont mentionné essentiellement la corruption (les considérations économiques en second lieu). Et enfin 6 % ont cité l'établissement d'un régime islamique comme étant leur première motivation pour participer à la révolution. L'année 2014 a marqué la fin de quatre années de transition politique avec l'aboutissement des processus constitutionnel et électoral, ainsi qu'une vigilance renforcée pour rétablir la sécurité sur l'ensemble du territoire. Pour soutenir la transformation de l'économie et sortir le pays de la crise, des réformes structurelles et de relance de l'investissement sont indispensables. Les disparités régionales continuent de se creuser, malgré les politiques mises en œuvre depuis l'indépendance, rendant nécessaire une stratégie globale à moyen et long terme. Plusieurs facteurs pourraient soutenir la croissance, prévue à 3 % en 2015 et 4.1 % en 2016. L'apaisement du climat politique et social grâce à la tenue des élections générales et la nomination d'un nouveau gouvernement en février 2015 sont de nature à contribuer à rassurer les investisseurs, mais l'attentat terroriste perpétré le 17 mars 2015 contre le musée du Bardo à Tunis ainsi que celui de 26 juin 2015 à Sousse pourraient remettre en cause le retour de la confiance. D'après la figure. 1, on observe que l'instabilité de la qualité des institutions politiques affecte négativement la

¹ La révolution Inachevée: créer des opportunités, des emplois de qualité et de la richesse pour tous les tunisiens (86179). May 2014. Rapport N0.86179-TN. Groupe de La banque mondiale. Revues des politiques de développement.

croissance économique spécifiquement après le choc politique (2011).

Figure 1 : Impact de la qualité des institutions politique sur la croissance économique



3. METHODOLOGIE DE L'ETUDE

La technique de cointégration peut être utilisée pour détecter les relations de long terme entre la série chronologique. Il existe plusieurs exemples, en utilisant, la méthode basée sur les résidus par Engle et Granger(1987) et sur la base de procédure de moindre carrée ordinaires modifiées par Phillips and Hansen (1990). Pour ces techniques de cointégration, la limite la plus importante est que toutes les séries ont le même ordre d'intégration. Récemment, une nouvelle approche de cointégration a été trouvée par Pesaran et al., (2001) nommée ARDL (autoregressive-distributedlag).

Elle est plus appropriée pour tester l'existence des relations de long terme dans des échantillons de petite taille et, contrairement à l'approche de Johansen et Juselius (1990), elle permet de les tester entre des variables dont les ordres d'intégration sont différents (SenayAcikgoz et MerterMert, 2010).Le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) a un important avantage qui réside dans le fait qu'il n'est pas nécessaire pour son application que toutes les variables soient d'ordre 1(I (1)) comme l'a indiqué Johansen (1988et1996).En fait, ce modèle peut être appliqué même si on a des variables de différents ordres(I(0) et I(1))dans notre travail. La représentation d'un modèleARDL est la suivante:

$$\Delta GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^n \beta_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta corr_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta DA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{5i} \Delta LO_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{6i} \Delta SG_{t-i} + \beta_7 GDP_{t-1} + \beta_8 Corr_{t-1} + \beta_9 DA_{t-1} + \beta_{10} ET_{t-1} + \beta_{11} LO_{t-1} + \beta_{12} SG_{t-1} + u_t \quad (1)$$

L'existence d'une relation de long terme entre les variables est examinée par le test de Bounds. Selon ce test, l'hypothèse nulle signifie l'absence de cointégration est $H_0: \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$ contre l'hypothèse alternative $H_1: \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq 0$.

Si la statistique F calculée est supérieure à la valeur critique limite à l'ordre 1(I (1)) pour le nombre de variables explicatives (k),l'hypothèse nulle sera rejetée(Pesaran et al., 2001). Si la statistique F est inférieure à la valeur critique limite à l'ordre 0(I (0)), l'hypothèse nulle ne sera pas refusée. La statistique F étant compris entre les deux différents ordres (I (0) et I (1)) avance une indécision à propos de cointégration. Narayan (2005) a proposé des valeurs critiques alternatives (I(0) et I(1)) qui sont plus appropriées que celle de Pesaran et al., (2001) De plus, l'absence d'autocorrélation des résidus est indispensable pour ce modèle. S'il existe une cointégration, la prochaine étape du processus ARDL tient l'équation ARDL à long terme comme suit:

$$\Delta GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta corr_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{3i} \Delta DA_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_{4i} \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=0}^v \beta_{5i} \Delta LO_{t-i} + \sum_{i=0}^w \beta_{6i} \Delta SG_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

Pour sélectionner le décalage des valeurs p, q r, s, v et w dans l'équation (2), unevariété des modèles tels que AIC, SIC, Hannan-Quinn informationcriteria et ajusted R-squared sont utilisés. Le modèle estimé le plus adéquat est le modèle qui a les critères d'information minimale ou la valeur maximale de R-squared. Enfin, l'estimation à court terme du modèle ARDL également connu sous le modèle de correction d'erreur est présentée dans l'équation ci-dessous:

$$\Delta GDP_t = \delta_0 + \sum_{i=0}^p \delta_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{2i} \Delta corr_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_{3i} \Delta DA_{t-i} + \sum_{i=0}^s \delta_{4i} \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=0}^v \delta_{5i} \Delta LO_{t-i} + \sum_{i=0}^w \delta_{6i} \Delta SG_{t-i} + \gamma ECM_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

Le coefficient du terme de correction d'erreur(ECM_{t-1}) γ dans l'équation(3)est la vitesse du paramètre de réglage qui montre la rapidité avec laquelle la série atteint un équilibre à long terme. Le signe attendu de ce coefficient est négatif et significatif. En outre, les tests de stabilité tels que la somme cumulée (sommés cumulées) et la somme cumulée des carrés (CUSUMQ) par Brown et al., (1975) sont faits pour voir la stabilité des coefficients sur la représentation graphique.

4. Présentation et interprétation des résultats empiriques

Pour examiner l'effet de l'instabilité des institutions politiques sur la croissance économique de la Tunisie sur la période allant de 1984 jusqu'à 2014,

nous utilisons l'approche ARDL car elle a plusieurs avantages. La source des données économiques est les indicateurs de développement mondial de la Banque Mondiale (WDI)². Les données politiques et institutionnelles sont obtenues du guide de risque pays international (ICRG)³. La statistique descriptive est incluse dans le tableau 1

conséquent, PIB, CORR, DA, SG et LO sont d'ordre 1(I (1)). Comme mentionné précédemment, l'approche ARDL permet d'estimer le vecteur de cointégration à la fois dans l'ordre 1et 2(I (1) et I (0)). Les régressions de I (0) ou I (1) sont confirmées en utilisant des tests de limites ARDL pour estimer la relation à long terme.

Tableau 1: Les statistiques descriptives des variables pendant la période 1984-2014.

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.
Corruption (corr)	2.677419	3.000000	3.000000	2.000000	0.431804
DemocracyAccountability (DA)	2.421554	2.000000	4.000000	1.000000	0.741892
Law and Order (LO)	4.104839	5.000000	5.000000	2.000000	1.285958
GovernmentStability (SG)	8.505376	8.000000	11.000000	4.166667	2.522279
Ethnic Tension (ET)	5.002688	5.000000	6.000000	4.000000	0.462723
GDP per capita (current US\$)	3.368968	3.359171	3.637757	3.063847	0.198266

Sources: - WDI et ICRG

Notes: l'échantillon est la Tunisie selon la disponibilité des données pour la période 1984-2014.

4.1. TESTS DE RACINE UNITAIRE

Pour identifier l'ordre d'intégration de nos variables, on utilise le test de Dickey Fuller augmenté (ADF) et celui de Philipps et Perron (PP, 1988). Dans les deux tests, les modèles sont considérés comme des modèles avec interception. Pour l'ADF test, les critères d'information de Schwarz ont été utilisés pour déterminer la longueur de retard (lag = 1). Dans le tableau 2, les résultats des tests de racine unitaire sur le niveau des variables peuvent être remarqués. Selon l'ADF et PP tests, les variables PIB, CORR, DA, LO et SG ont une racine unitaire dans les premières différences. Pour la variable ET, les tests ADF et PP donnent des résultats différents. Test ADF implique que l'ET est stationnaire contrairement à celui de PP. Pour prendre une décision, le corrélogramme de l'ET a été établi, et après un retard on a vu que les deux autocorrélations et ainsi que d'autres partielles sont entre les limites sûres de 0,95 ce qui implique l'existence du processus de stationarité. Enfin, il a été conclu que la série ET est d'ordre 0 (I (0)). Les tests de racine unitaire pour les premières différences des variables PIB, CORR, DA, SG et LO sont donnés dans le tableau 3. En fait, les deux tests ont donné des résultats identiques. Par

² Worldbank, 2014. World Bank Development Indicators. CD-ROM.

³ International Country Risk Guide, (2014)

Table 2: Test de racine unitaire en niveau

variables	Test ADF		Test- Phillips Perron	
	t-Statistic	probability	t-Statistic	probability
GDP	-2.102	0.523	-2.366	0.388
CORR	-1.933	0.612	-1.951	0.603
DA	-1.691	0.729	-1.778	0.689
ET	-3.870*	0.026	-2.473	0.338
SG	-1.170	0.898	-0.850	0.949
LO	-1.226	0.886	-1.204	0.894

- Notes: *significant at 0.05. - Source: estimate by the author using Eviews 9.

Table 3: Test de racine unitaire en différence première

variables	Test ADF		Test- Phillips Perron	
	t-Statistic	probability	t-Statistic	probability
GDP	-5.134*	0.001	-5.256*	0.001
CORR	-5.691*	0.000	-5.690*	0.000
DA	-3.938*	0.023	-3.907*	0.024
SG	-5.573*	0.000	-8.655*	0.000
LO	-5.659*	0.000	-5.966*	0.000

- Notes: *significant at 0.05. - Source: estimate by the author using Eviews 9.

4.2. TEST DE LA RELATION DE COINTEGRATION

L'approche de test Bounds a été utilisée pour déterminer la présence de cointégration entre les séries. La procédure de test Bounds est basée sur le F-statistiques communes. Si la statistique F calculée est supérieure à la valeur critique supérieure, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration peut être rejetée, indépendamment des ordres de l'intégration des variables. Si la statistique F calculée est inférieure à la valeur inférieure critique, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut être rejetée. Toutefois, si le F-statistique calculée tombe entre les valeurs critiques inférieures et supérieures, le résultat est peu concluant.

Le test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM) a été effectué et n'a détecté aucune corrélation sérielle pour les résidus de ce modèle. Le résultat des tests de limites de cointégration éclaircit davantage la relation entre les variables institutionnelles et la croissance économique en Tunisie comme déjà révélé dans le test de Bounds (tableau 4). Puisque F-statistique pour ce modèle est plus élevé que les valeurs critiques supérieures déterminées par Pesaran et al., (2001) et Narayan (2005) dans tous les cas, il a été conclu qu'il existe une cointégration qui signifie une relation à long terme entre les variables.

La structure de décalage du modèle ARDL est automatiquement sélectionnée par E-views 9 sur la base de R-Squared Adjusted pour l'équation (3). Le modèle ARDL (2,1,2,0,1,1) dont $p = 2$, $q = 1$, $r = 2$, $s = 0$, $1v =$ et $w = 1$ est représenté dans le

tableau 5. Dans ce modèle, tous les coefficients sont significatifs et les analyses sont bien élaborées. Le test de multiplicateur de Lagrange sur la corrélation en série, le test RESET de Ramsey pour la forme fonctionnelle, en plus de la normalité et le test d'hétéroscasticité ont été réalisées.

Les résultats de l'estimation à long terme sont présentés dans le tableau 6. Ces résultats montrent que tous les coefficients sont statistiquement significatifs à un niveau de 5% et ils ont tous les signes attendus. Les résultats de l'estimation à court terme sont présentés dans le tableau 7. Le coefficient du terme de correction d'erreur est négatif et significatif comme prévu. Lorsque le PIB par habitant est loin de son niveau d'équilibre, il ajuste de près de 23% dans la première période (année). De plus au vue des résultats ci-dessus présentés, on s'est intéressé à la stabilité de la croissance économique ci-dessus spécifiée. Pour cela, on a appliqué les tests de CUSUM et CUSUMQ proposés par Brown et al., (1975).

Ces tests sont appliqués sur les résidus du modèle de l'équation de la croissance économique. Le test CUSUM est fondé sur la somme des résidus. Il représente la courbe de la somme cumulée des résidus ensemble avec 5% des lignes critiques. Ainsi, les paramètres du modèle sont instables si la courbe se situe hors de la zone critique et stable si la courbe se situe entre les deux lignes critiques. La même procédure est appliquée pour réaliser le test CUSUMQ, lequel est fondé sur la somme des carrés des résidus. La représentation graphique de

ces deux tests s'applique sur le modèle sélectionné à partir de R^2 ajusté comme le montre les figures 2 et 3 ci-dessous. Les deux figures prouvent l'instabilité des coefficients.

Table 4: test de la relation de cointégration (Test de Bonds)

Variable examined	F-Statistics	5% critical bounds		10% critical bounds	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F (Lpib/sg,da,lo,et,corr)	4.256	2.56	3.49	2.2	3.09

Source des valeurs critiques: Pesaran et al. (2001).

Dependent variable: Lpib	Coefficient	St.erreur	T.Ratio	Prob
<i>LPIB</i> _{t-1}	0.442**	0.211	2.092	0.052

Table 5: model ARDL (2, 1, 2, 0, 1, 1)

LPIB _{t-2}	0.323	0.190	1.695	0.109
CORR	-0.013	0.018	-0.744	0.467
Dependent Variable: GDP	Coefficient	St.erreur	T-Ratio	Prob
Corr DA	0.0721*	0.068	1.0719	0.000
SG DA _{t-1}	0.039*	0.078	0.499	0.637
DA DA _{t-2}	0.178*	0.049	3.688	0.007
ET ET	0.936*	0.044	21.996	0.000
LO LO	0.946*	0.037	25.799	0.000
LO _{t-1}	0.035**	0.020	1.751	0.099
SG	0.017*	0.007	2.420	0.027
SG _{t-1}	0.013*	0.005	2.377	0.030
C	0.559*	0.227	2.464	0.025
Dependent variable: Δ(lnpb)	Coefficient	St.erreur	T-Ratio	Prob
Adjusted R-Squared 0.987	-0.277*	0.068	-4.073	0.000
Adjusted R-Squared resid 0.020	Akaike info criterion 0.017*	0.036	-4.615	6.414
Adjusted R-Squared resid 0.006	Schwarz criterion 0.0155	-4.002	0.083	0.053
Adjusted R-Squared resid 79.925	Ljung-Box Q-statistic 0.063	-4.423	0.166	0.006
Adjusted R-Squared resid 0.000	Portmanteau Q-statistic 0.159	2.489	0.292	0.000
Diagnostic tests:				
Serial correlation : $\chi^2_2=1.55$ (prob=0.23)				
Heteroscedasticity : $\chi^2_{12}=6.79$ (prob=0.85)				
Normality : $\chi^2_{12}=2.22$ (prob=0.32)				
Function form : $\chi^2_2=0.41$ (prob=0.68)				

Table 6: estimation à long terme

Notes: *significant at 0.05. ** Significant at 0.10. - Source: estimate by the author using Eviews 9.

Table 7: estimation à court terme

ECT_{t-1}	-0.233*	0.036	6.414	0.000
Adjusted R-Squared	0.99			
F-statistic	21.43			
Prob(F-statistic)	0.000			
Durbin-Watson stat	2.78			

Notes: *significant at 0.05. - Source: estimate by the author using Eviews 9.

Figure 2: Graphique de CUSUM

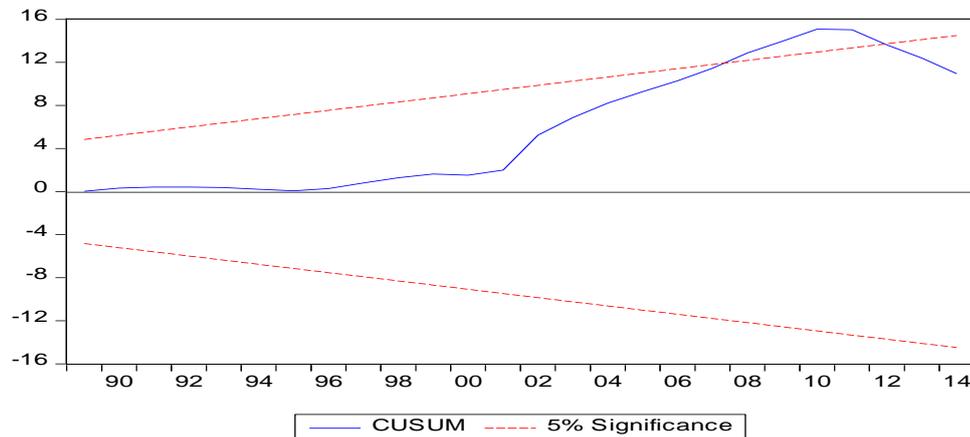
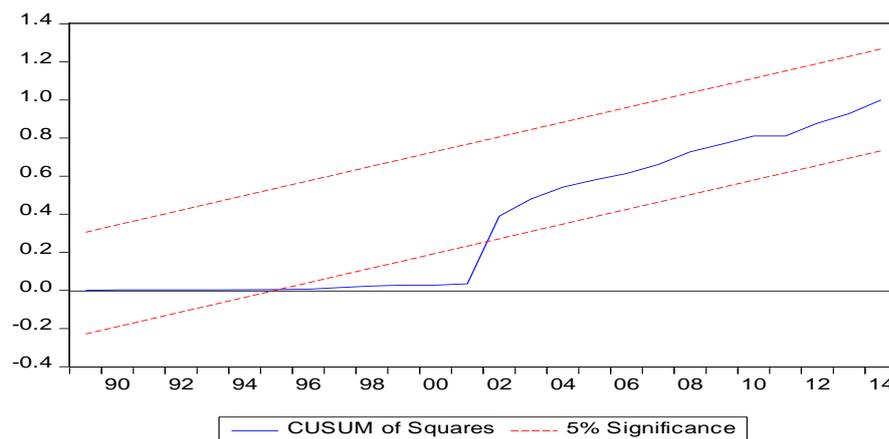


Figure 3: Graphique de CUSUMQ



5. CONCLUSION

L'objectif de cette étude était d'examiner empiriquement la relation à court terme et à long terme entre la croissance économique et l'instabilité des institutions politiques en Tunisie pour la

période allant de 1984 jusqu'à 2014. Le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) proposé par Pesaran et al., (2001) combiné avec les tests de CUSUM et CUSUMQ a été choisi pour analyser la relation entre la croissance économique, la

corruption, la responsabilité démocratique, la loi et l'ordre, la stabilité du gouvernement et les tensions ethniques. Les résultats prouvent que la croissance économique est cointégrée avec la corruption, la responsabilité démocratique, la stabilité du gouvernement et les tensions ethniques. Concernant, L'évaluation de la stabilité du modèle estimé, les résultats montrent que la relation de long terme n'est pas stable spécifiquement avec le test CUSUM et le test CUSUMQ. Le résultat important trouvé dans ce papier est que l'instabilité des institutions politiques a une influence à court terme et à long terme sur la croissance économique.

REFERENCES

- [1] Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- [2] Jong-A-Pin, R., (2009), « On the measurement of political instability and its impact on Economic growth », *European Journal of Political Economy*, Vol. 25, pp.15-29.
- [3] Aisen, A., Veiga, F.J., (2013), « How does political instability affect Economic Growth ? », *European Journal of Political Economy*, Vol. 29, pp. 151-167..
- [4] Gupta, D., (1990), « The Economics of Political Violence », Praeger, New York.
- [5] Barro, R., (1991), « Economic growth in a cross section of Countries », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 407-443.
- [6] Alesina, A., Perotti, R., (1996), «Income distribution, political instability, and investment », *European Economic Review*, Vol.40, pp. 1203-1228.
- [7] Alesina, A., Angeletos, G.M., 2005. Corruption, inequality, and fairness. *J. Monetary Econ.* 52, 1227-1244
- [8] Perotti, R., (1996), « Growth, income distribution, and democracy. What the data say? », *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, pp. 149-187.
- [9] Ades, A., Chua, H., (1997), « Thy Neighbor's curse: regional instability and economic growth », *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, pp. 279-304.
- [10] Myrdal, G. 1989. "Corruption: its causes and effects. Political Corruption: A Handbook." *Transaction Books, New Brunswick N.J.* 953-961.
- [11] Shleifer, A., R.W. Vishny. 1993. "Corruption." *Quarterly Journal of Economics* 108: 599-617.
- [12] .
- [13] Billger, S., Goel, R., 2009. Do existing corruption levels matter in controlling corruption? Cross-country quantile regression estimates. *Journal of Development Economics* 90 (2), 299-305.
- [14] Brown RL, Durbin J, Evans JM. Techniques for testing the constancy of regression relations over time. *J R Stat Soc B* 1975;37:149-63.
- [15] Leff, N.H., 1964. Economic development through bureaucratic corruption. *Am. Behav. Sci.* 8, 8-14.
- [16] North D.C., (1990 a): "Institutions, Institutional change, and Economic Performance" New York: Cambridge University Press.
- [17] Acikgoz, Senay, and Merter Mert. 2010. "The Endogeneity of the Natural Rate of Growth: An Application to Turkey." *Panaeconomicus*, 57(4): 447-469.
- [17] Brown R.L., Durbin J. and Evans J.M. (1975) "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time", *Journal of Royal Statistical Society*, 37, 149-163.
- [18] Nelson, R. R. and Sampat, B. N., (2001): "Making Sense of Institutions as a Factor Shaping Economic Performance", *Journal of Economic Behavior and Organization* 44, pp 31-54.
- [19] Johansen, Søren, and Katarina Juselius. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- [20] Worldbank, 2014. World Bank Development Indicators. CD-ROM.
- [21] International Country Risk Guide, (2014).
- [22] Engle R, Granger C. Cointegration and error correction representation: estimation and testing. *Econometrica* 1987;55:251-76.
- [23] Phillips P, Hansen B. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) process. *Rev Econ Stud* 1990; 57:99-125.
- [24] Johansen S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *J Econ Dyn Control* 1988;12:231-54.
- [25] Johansen S. Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models. 2nd ed.. Oxford: Oxford University Press; 1996.
- [26] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bull Econ Stat* 1990;52:169-210.
- [27] Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econom* 2001;16:289-326.
- [28] Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econom* 2001;16:289-326.
- [29] Narayan PK. The Saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Appl Econ* 2005; 37:1979-90.
- [30] Dickey DA, Fuller WA. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 1981;49:1057-72.
- [31] Phillips, P., Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335-346
- [32] Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econom* 2001;16:289-326.
- [33] Phillips P, Hansen B. Statistical inference in instrumental variables regression With I(1) process. *Rev Econ Stud* 1990;57:99-125.
- [34] Godfrey, L. G. (1996). "Misspecification Tests and Their Uses in Econometrics". *Journal of Statistical Planning and Inference* 49 (2): 241-260. doi:10.1016/0378-3758(95)00039-9.