

## Relation gouvernance et croissance économique: Un essai de modélisation par application au cas de la Tunisie

### [ Relationship between governance and economic growth: A modeling test by application to the case of Tunisia ]

*Montasar Zayati and Makram Gaaliche*

Tourism and Development Laboratory,  
Faculty of Economics and Management,  
Sousse, Tunisia

---

Copyright © 2013 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

**ABSTRACT:** The purpose of this article is, by using a Vector Error Correction Model (VECM) applied to the case of Tunisia, to highlight the possible relationship of governance with economic growth. Indeed, considered as the way by which power is exercised in the management of economic and social resources of a country, several empirical studies have attempted to identify the relationship between the governance and the economic growth of a country. The majority of works were in the form of cross-section studies, without considering the time dimension. Similarly, the works usually based in the construction of the quality of the governance of a country on some components without taking into account all the qualities mentioned. Indeed, using a database of various official organizations, we have tried to build an aggregate indicator, supposedly apprehend the quality of Tunisian institutions. Certainly, it turned out from the various tests and investigations carried that a causal relationship exists between governance and economic growth. In other words, like the governance affects growth, the latter in turn has an effect on the quality of the institutions of the country.

**KEYWORDS:** Governance, economic growth, VECM model, causal relationship, Tunisia.

**RESUME:** Le but de cet article est d'essayer, à partir de l'approche d'un Modèle Vectoriel à Correction d'erreur (VECM) appliqué au cas de la Tunisie, de mettre en évidence l'éventuelle relation de la qualité de gouvernance avec la croissance économique. En effet, considérée comme la manière par laquelle le pouvoir est exercé dans la gestion des ressources économiques et sociales d'un pays, plusieurs travaux empiriques ont tenté d'identifier la relation de la gouvernance avec la croissance économique d'un pays. Mais, la majorité des tentatives étaient sous forme d'études en coupe transversale, sans tenir compte de la dimension temporelle. De même, les travaux reposent généralement dans la construction de la qualité de gouvernance d'un pays sur quelques sous composantes, sans tenir compte de la totalité des qualités évoquées. En effet, en utilisant une base de données relative à différentes organisations officielles, nous avons essayé de construire un indicateur agrégé, supposé appréhender la qualité des institutions tunisiennes. Certes, il s'est avéré à partir des différents tests et investigations effectués, qu'une relation causale existe entre la gouvernance et la croissance économique en Tunisie. En d'autres termes, comme la gouvernance affecte la croissance, cette dernière exerce à son tour un effet sur la qualité des institutions du pays considéré.

**MOTS-CLEFS:** Gouvernance, croissance économique, modèle VECM, relation causale, Tunisie.

## 1 INTRODUCTION

Utilisée de façon normative par les organismes de prêt internationaux, pour désigner les institutions, les pratiques et les normes politiques nécessaires à la croissance et au développement économique des pays emprunteurs, la gouvernance n'est pas un nouveau concept. Certes, l'accent est mis depuis au moins deux décennies sur la notion de "bonne gouvernance", comme facteur déterminant du développement économique et social. Elle a été introduite dans les programmes des organismes internationaux de financement. En effet, des réformes institutionnelles ont été préconisées au côté des programmes économiques néo-libéraux. Ces réformes ont été promues non pas pour que s'affirment les considérations sociales et politiques sur l'économie, mais bien pour rendre ces programmes plus efficaces. La focalisation ne se fait plus sur les techniques de préparation des plans de développement, mais sur la nature des systèmes socioéconomiques en place et la logique de leur fonctionnement, sources de corruption et d'inégalités, etc.

En général, la gouvernance est considérée comme la manière par laquelle le pouvoir est exercé, dans la gestion des ressources économiques et sociales d'un pays, au service du développement [1]. Elle doit comprendre au minimum l'obligation des gouvernants de rendre compte aux gouvernés la transparence, le respect des lois, ainsi que des systèmes politiques, qui encouragent la participation des populations au processus de prise de décision [2]. Sur un autre plan, la gouvernance semble emprunter les hypothèses et le cadre microéconomique de la Nouvelle Economie Institutionnelle (NEI), de la théorie des choix publics, et d'autres chemins théoriques convergents entre eux. Dans ce cadre, elle s'inscrit dans le paradigme fonctionnaliste de l'efficacité et de la répartition de la valeur par l'organisation [3], pour se définir comme l'exercice de l'autorité publique, économique et administrative dans le cadre de la gestion des affaires d'un pays.

Certes, une large littérature s'est déjà construite pour montrer l'importance des institutions dans la détermination des performances économiques de long terme, tant sur le plan théorique que sur le plan empirique ([4], [5], [6], [7], [8], [9]). Dans ce cadre, [10] affirme qu'une meilleure gouvernance entraînerait des dividendes à la fois en termes de croissance économique et de développement social. De même, [11] en appréhendant la qualité de gouvernance par la lutte contre la corruption, la protection des droits de propriété, la participation et la responsabilisation, confirment l'effet positif de la bonne gouvernance sur le Produit Intérieur Brut (PIB) d'un pays. D'autres chercheurs ([12], [13]) stipulent que l'effet des institutions publiques de qualité, sur les performances en matière de développement, supplante largement l'effet de bonnes politiques économiques. D'après notre connaissance, la majorité des travaux empiriques qui cherchent à identifier la relation entre la gouvernance et la croissance économique, étaient sous forme d'études en coupe transversale, sans tenir compte de la dimension temporelle. De même, les études effectuées reposent généralement dans la construction de la qualité de gouvernance sur des sous-composantes, sans tenir compte de la totalité des qualités évoquées. Pour cette raison la tentation est grande, où nous essayons à partir du cas du pays de la Tunisie, de surmonter ces lacunes empiriques, et ce en construisant un indicateur agrégé de la gouvernance, tout en identifiant la nature de sa relation avec la croissance du pays considéré.

## 2 L'INDICATEUR DE GOUVERNANCE AGRÉGÉ : UN ESSAI DE CONSTRUCTION

Nombreux sont les indicateurs qui essaient d'appréhender la qualité de gouvernance d'un pays. Selon Freedom House (FH), la gouvernance est saisie par les indicateurs de droits politiques (ILP) et des libertés civiles (ILC). Ces derniers donnent à la population le droit de participer à la vie politique, à la formulation des décisions, à choisir ses représentants en toute liberté et à s'exprimer librement. Ils garantissent, en outre, le respect de la règle de droit et des droits de l'homme ainsi que la qualité des chances et d'accès pour tous les citoyens. Pour la Banque Mondiale (BM), la qualité de gouvernance d'un pays devrait tenir compte de la corruption (CO), l'autorité de droit (AD), l'efficacité du gouvernement (EG), le taux d'investissement (TIF), le niveau d'inflation (INF), le taux de pression fiscale et les dépenses de l'État (D).

Dans notre analyse, nous essayons de construire un indicateur agrégé de la gouvernance, tout en tenant compte des différents indicateurs évoqués par la BM et le FH. Nous utilisons la moyenne arithmétique des différents indicateurs, pondérés par leurs écarts types, comme méthode d'agrégation, vu qu'elle permettra d'éliminer le problème d'hétérogénéité des indicateurs utilisés. En l'occurrence, par l'application de la technique de l'Analyse en Composante Principale (ACP), il s'est avéré que les sous-indicateurs utilisés dans la construction de l'indicateur agrégé de la gouvernance, permettent d'expliquer plus de 80% de la variance totale de ce dernier, où nous avons obtenu l'équation de la variance associée à l'axe principal, avec les contributions suivantes :

$$\text{Contribution (Fact1)}=0.17*\text{ILP}+0.17*\text{ILC}+0.199*\text{CO}+0.203*\text{EG}+0.209*\text{AD}-0.032*\text{TIF}-0.052*\text{INF}+0.158*\text{D} \quad (1)$$

Certes, de telles contributions observées dans l'explication de l'indicateur agrégé de la gouvernance, confirme la pertinence des sous indicateurs utilisés dans la construction de la gouvernance globale. Sur la base de cette estimation, nous

pouvons commencer notre identification de l'éventuelle relation entre la qualité de gouvernance et la croissance économique. Ce qui fait l'objet de la section suivante.

### 3 CROISSANCE ET GOUVERNANCE : UNE SPÉCIFICATION DU MODÈLE À ESTIMER

Notre point de départ est la fonction de production Cobb-Dougllass du modèle de croissance endogène de [14]:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \tag{2}$$

$$L_t = L_0 e^{nt} \tag{3}$$

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1} \tag{4}$$

Avec, Y comme Produit Intérieur Brut (PIB) réel, K, le stock de capital fixe, H, le stock de capital humain, L, le facteur travail, A, le niveau de la technologie. Nous supposons que  $\alpha+\beta =1$  c'est-à-dire, que les facteurs de production sont rémunérés à leurs productivité marginales.

Le niveau de la technologie est exprimé par la fonction suivante :

$$A_t = A_0 e^{gt+p\theta} \tag{5}$$

Où,  $g$  est le taux de croissance exogène du progrès technologique,  $p$  est un vecteur des variables institutionnelles qui peuvent affecter le niveau de la technologie et  $\vartheta$ , le vecteur des coefficients reliant ces variables.

En rapportant l'équation (2) par le facteur travail, nous obtenons l'équation de la production par tête suivante :

$$y_t = A_t (k_t)^\alpha (h_t)^\beta \tag{6}$$

En appliquant le logarithme à l'équation (6) et en remplaçant les variables  $L_t$ ,  $K_t$  et  $A_t$  par leurs équations, nous obtenons le modèle suivant, qui met en évidence la relation entre la qualité des institutions et le produit par tête :

$$\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 IGG + \alpha_2 \ln(k) + \alpha_3 \ln(n + g + \delta) \tag{7}$$

Certes, notre étude utilise des données annuelles relatives à la période 1996-2009. Pour cette raison, avant d'établir l'estimation, une série de tests devront être élaborés pour spécifier la forme optimale de l'équation. En effet, on va commencer par utiliser le test de stationnarité de racine unitaire plus précisément, le test d'Augmented-Dukey-Fuller (ADF). Ce test spécifique à des séries temporelles permet de vérifier si le modèle est de type TS (trend Stationnary) ou DS (Differency Stationnary). Les résultats de ce test sont affichés dans le tableau (1).

Tableau 1. Test ADF sur les séries à niveaux et en Différence première

Variables	Nbre de Retard	Test D'ADF en Niveaux		Stationnarité	Cte	trend
		Valeur Critique	Valeur Statistique			
PIB/h	1	-3.828975	-1.879873	Non	Non	Oui
K	1	-1.970978	2.381964	Non	Non	Non
L	1	-3.144920	-2.294761	Non	Oui	Non
IGG	1	-1.970978	-1.584863	Non	Non	Non

La comparaison des valeurs statistiques de chaque série par les valeurs critiques montre que, à l'exception du PIB/h, tous les processus sont des DS c'est-à-dire, des processus non stationnaires, sans constante ni tendance. Donc il y a un risque de cointégration, et on a peut être à estimer un modèle à Correction d'erreur (MCE). En effet, puisque les séries sont toutes intégrées d'ordre 1, on peut les modéliser selon un modèle VAR(p). À cette fin, nous avons estimé divers processus VAR pour des ordres de retard p allant de 1 à 2 (à cause du nombre d'observation très réduit (11 années)). Pour chaque modèle, nous avons calculé les critères d'information d'Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) ainsi que, la log-vraisemblance (LV). Certes, les résultats obtenus et affichés dans le tableau (2) prouvent que le processus à retenir est un processus VAR(1).

Tableau 2. Nombre de retard à retenir

	1	2
Akaike Info Criterion	-17.93088	-17.96723
Schwarz Info Criterion	-17.06173	-17.869
Log Likelihood	136.5507	117.343

Maintenant, il serait nécessaire de vérifier l'hypothèse de cointégration, et qui sera testée par deux approches : l'approche de *d'Engle et Granger* et celle de *Johansen*. L'approche *d'Engle et Granger* est basée sur deux étapes ; La première est une estimation par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) du modèle de long terme et la deuxième, est un test ADF sur le résidu  $\varepsilon_t$ . Certes, l'estimation par la MCO montre que le modèle est globalement significatif (Prob(F-statistic)=0), de même pour les coefficients des variables capital et Gouvernance qui le sont (Prob(t-statistic)<0.05), à l'exception du facteur travail.

Tableau 3. Estimation de la relation de long terme

Dependent Variable: LOG_PIB_H_				
Method: Least Squares				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_L_	1.395654	0.660051	2.114464	0.0606
LOG_K_	0.467128	0.198276	2.355950	0.0402
IGG	-0.172558	0.081360	-2.120921	0.0499
C	-10.26296	2.504389	-4.097988	0.0022
R-squared	0.959780			
F-statistic	79.54397			
Prob(F-statistic)	0.000000			

Pour le Test ADF sur le résidu, les résultats présentés en Tableau 4, montrent que la valeur estimée de la statistique ADF (-1.970978) est inférieure à la valeur critique (-1.667086) au seuil de 5%. Donc l'hypothèse de stationnarité du résidu  $\varepsilon_t$  est acceptée. Nous en déduisons qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre le produit intérieur brut, le travail, le capital et l'indicateur agrégé de gouvernance. Ces variables génèrent des processus de type DS (Differency Stationnary), qui impliquent qu'un choc à un instant donné se répercute à l'infini sur les valeurs futures des séries, l'effet des chocs est donc permanent.

Tableau 4. Test d'ADF sur les variables stationnaires

Variables	Test d'ADF sur les variables stationnaires		Nbre de Retard	Ordre d'Intégration
	Valeur Critique	Valeur Statistique		
D(PIB/h)	-1.974028	-2.580049	1	I(1)*
D(K)	-1.974028	-2.245716	1	I(1)
D(L)	-1.977738	-2.098681	1	I(1)
D(IGG)	-1.974028	-4.885489	1	I(1)

\*I(1)= intégré d'ordre 1

Concernant le Test de *Johansen*, les résultats figurent dans le tableau ci-dessus :

Tableau 5. Test de JOHANSEN

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.999947	150.6786	40.17493	0.0000
At most 1 *	0.824505	32.53360	24.27596	0.0037
At most 2	0.455401	11.65186	12.32090	0.0645
At most 3	0.304611	4.359403	4.129906	0.0437
Trace test indicates 2 cointegratingeqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

L'analyse montre que les variables  $\log(\text{PIB}/h)$ ,  $\log(L)$ ,  $\log(K)$  et  $\text{IGG}$  sont cointégrés au seuil de 5%. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée vu que le test indique deux équations de cointégration. L'existence de relation de cointégration justifie l'adoption d'un modèle à correction d'erreur, conformément à la représentation suivante du modèle de Hendry:

$$D(\log(\text{PIB}_h)_t) = \beta_0 + \beta_1 * D(\log(K)_t) + \beta_2 * D(\log(L)_t) + \beta_3 * D(\text{IGG}_t) + \beta_4 * \log(\text{PIB}_h)_{t-1} + \beta_5 * \log(K)_{t-1} + \beta_6 * \log(L)_{t-1} + \beta_7 * \text{IGG}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{8}$$

Avant de procéder à l'estimation finale, nous devons procéder à un test de détection d'éventuelle autocorrélation des erreurs. En effet, nous utilisons le test de *Breusch-Godfrey*, où nous avons obtenu les principaux résultats suivants :

Tableau 6. Test de Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.787786	Prob. F(7,5)	0.6273
Obs*R-squared	6.818060	Prob. Chi-Square(7)	0.4481
Scaled explained SS	0.675941	Prob. Chi-Square(7)	0.9985

Certes, l'hypothèse de non corrélation des erreurs est acceptée si la probabilité du test est supérieure à 5%. Dans notre cas, elle est de 0.44, supérieure à 5%, ce qui implique que les erreurs du modèle ne sont pas corrélées, il y a donc absence d'autocorrélation des erreurs, et le modèle est un bruit blanc. Ainsi, on peut appliquer la méthode d'estimation par la MCO sur le modèle (8), et détecter ainsi l'éventuelle relation de la gouvernance avec la croissance économique.

#### 4 RELATION CROISSANCE ET GOUVERNANCE : APPLICATION AU CAS TUNISIEN

L'estimation de l'équation (8) nous a permis d'avoir les principaux résultats suivants :

$$D(\log(\text{PIB}_h)_t) = \beta_0 + \beta_1 * D(\log(K)_t) + \beta_2 * D(\log(L)_t) + \beta_3 * D(\text{IGG}_t) + \beta_4 * \log(\text{PIB}_h)_{t-1} + \beta_5 * \log(K)_{t-1} + \beta_6 * \log(L)_{t-1} + \beta_7 * \text{IGG}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tableau 7. Modèle à Correction d'Erreur

Dependent Variable: D(LOG_PIB_H_)				
Method: Least Squares				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.714814	4.639980	0.369574	0.7268
D(LOG_K_)	0.580669	0.169947	3.416761	0.0189
D(LOG_L_)	-0.516777	1.047944	-0.493134	0.6428
D(IGG)	0.007932	0.096008	0.082613	0.9374
LOG_PIB_H_(-1)	-0.051637	-0.031762	-3.162554	0.0372
LOG_K_(-1)	-0.015608	0.224715	-0.069458	0.9473
LOG_L_(-1)	-0.267015	0.904839	-0.295097	0.7798
IGG(-1)	0.145159	0.132445	1.095998	0.3230

Les coefficients  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  représentent les élasticités de court terme, alors que les élasticités de long terme sont :  $-\beta_5/\beta_4$ ,  $-\beta_6/\beta_4$ ,  $-\beta_7/\beta_4$ . Le coefficient  $\beta_4$  est le coefficient de correction d'erreur, il doit être inférieur à l'unité et négatif. Ce dernier indique la vitesse d'ajustement de la variable endogène le PIB, pour retourner à l'équilibre, suite à un choc de long terme. Autrement dit, il correspond aux stabilisateurs automatiques de l'économie. Les résultats issus de ce tableau montrent que le terme à correction d'erreur associé à la force de rappel  $\beta_4$  est négatif (-0.0516) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 5%. Il existe donc un processus de rattrapage vers la valeur d'équilibre autrement dit, un mécanisme à correction d'erreur de long terme des déséquilibres du PIB tunisien. En effet, il s'est avéré que tout déséquilibre entre le niveaux désiré et effectif du PIB en Tunisie, est résorbé au environ de 5,16% par le facteur capital, travail ainsi que la qualité de gouvernance. Une telle vitesse de stabilisation des fluctuations de l'économie tunisienne est faible, Ce qui se traduit par une persistance de l'effet du choc, qui se traduit par la volatilité des principaux agrégats macroéconomiques

Certes, l'analyse de l'élasticité de court terme du PIB par rapport au facteur capital est de 0,58 ( $\beta_1$ ). Ce qui implique qu'à court terme, toute augmentation de 10% du facteur capital en Tunisie entraîne une augmentation de 5,8% du PIB. Par contre, un effet de sens inverse est observé à long terme, où l'augmentation de 10% du facteur capital implique une diminution du PIB de 3,02%. L'impact négatif de l'investissement en capital fixe à long terme sur la croissance économique pourrait être expliqué entre autres par une mauvaise gouvernance et l'absence de règles dans la gestion des finances publiques mais surtout, par l'insuffisante accumulation du capital public et sa faible productivité. Concernant le facteur travail, il s'est avéré que ce dernier affecte négativement la croissance du PIB de l'économie tunisienne, que ce soit à court terme par une élasticité de -0,516 ( $\beta_2$ ) où à long terme, par une élasticité de -5,171 =  $-\beta_6/\beta_4 = -(-0.267015)/(-0.051637)$ . En l'occurrence, il s'est avéré que l'effet de la qualité de gouvernance sur la croissance du PIB de l'économie tunisienne est manifeste, surtout à long terme, avec une élasticité de 2,811 =  $-\beta_7/\beta_4 = -0.145159/(-0.051637)$ , contre 0,0079 à court terme ( $\beta_3$ ). De même, il s'est avéré que l'amélioration de la qualité de gouvernance génère, plus précisément, à long terme, un effet positif sur la croissance économique, qui dépasse largement les autres facteurs de production. Le résultat le plus frappant est la double causalité ou la causalité bi-directionnelle entre la croissance économique et l'indicateur agrégé de la gouvernance. En effet, en procédant à un test de causalité de Granger, il s'est avéré d'après le tableau 8 que, pour un seuil de 10%, le PIB et la qualité de gouvernance en Tunisie s'influencent mutuellement.

Tableau 8. Test de Causalité au sens de Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
IGG does not Granger Cause LOG_PIB_H_	10	4.85486	0.0634
LOG_PIB_H_ does not Granger Cause IGG	10	3.83336	0.0911

En l'occurrence, une telle causalité de relation est confirmée par les fonctions de réponse, suite à une simulation des effets d'un choc sur les variables du modèle, pour une période de dix ans. En effet, les graphiques qui suivent retracent les réactions du PIB et du facteur travail et capital suite à un choc appliqué à la variable gouvernance et la variable PIB :

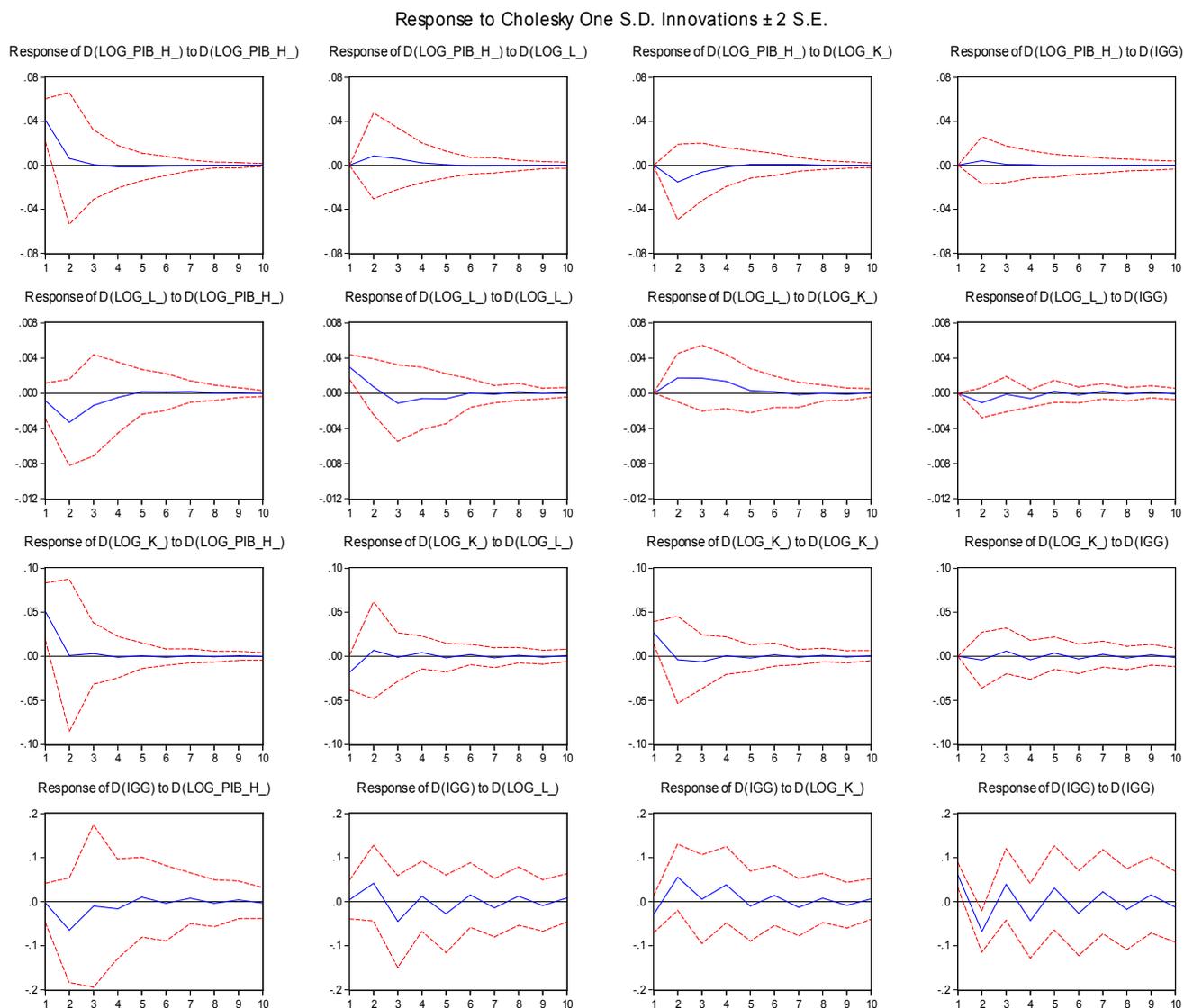


Fig. 1. Simulation des réponses des variables à l'effet d'un choc

L'analyse des graphiques stipulent qu'un choc sur la gouvernance, se traduit par des effets non instantanés sur les autres facteurs, vu que les courbes relatives aux facteurs travail et capital et au PIB ne commence pas à partir de l'origine des axes. Il s'est avéré qu'un choc de gouvernance se traduit par des effets positifs sur le PIB, essentiellement pendant la deuxième et la troisième année. De même, malgré que la réponse soit non immédiate, le choc sur le PIB affecte aussi la gouvernance, et prend effet à partir de la deuxième année. Ces analyses confirment les conclusions susmentionnées, et justifient ainsi les résultats du test de causalité à la Granger. En effet le PIB et la qualité de gouvernance de la Tunisie sont corrélés, et manifestent surtout une sensibilité à double sens. En d'autres termes, comme la gouvernance affecte la croissance économique, à son tour, cette dernière affecte la qualité des institutions du pays considéré.

## 5 CONCLUSION

Plusieurs travaux empiriques essayent d'examiner le lien entre la gouvernance et la croissance économiques, mais à des degrés différents. Généralement, les études évoquaient seulement une partie des qualités institutionnelles qui entrent dans la composition de la gouvernance économique. Dans notre cas, et à l'aide de données internationales, nous avons tenté d'établir une mesure agrégée de la gouvernance économique. En effet, par l'utilisation d'un modèle VECM, les investigations

effectuées confirment la présence d'une relation causale entre la qualité des institutions et la croissance économique de la Tunisie. Ces deux dernières s'influencent mutuellement.

## REFERENCES

- [1] World Bank, "Public Expenditure Management Handbook", *World Bank*, Washington, D.C., June 1998.
- [2] World Bank, "Vers une meilleure gouvernance au Moyen-Orient et en Afrique du Nord", *Rapport sur le développement au moyen-orient en afrique du nord*, World Bank, Washington, D.C., March 1999.
- [3] G. Charreux, "Quelle théorie pour la gouvernance? De la gouvernance actionnariale à la gouvernance cognitive," *Pôle d'économie et de gestion*, Février 2002.
- [4] R.C. Kormendi, and P.G. Meguire, "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country evidence," *Journal of Monetary Economics*, pp. 141-163, 1985.
- [5] G. Scully, "The Institutional Framework and Economic Development", *Journal of Political Economy*, 1988.
- [6] K.B. Grier, and G.Tulloch, "An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1951-80", *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, pp.259-76, 1989.
- [7] R. Barro, "Democracy and Growth", *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 1, pp. 1-27, 1996.
- [8] J. Hellwell, "Empirical Linkages between Democracy and Economic Growth", *British Journal of Political Science*, Vol. 24, pp. 225-248, 1994.
- [9] J. Isham, D. Kaufmann, and P. Lant, "Civil liberties, democracy, and the performance of government projects", *World Bank Economic Review*, Vol. 11, No. 2, pp. 219-242, 1997.
- [10] E. Aldahdah, "Gouvernance et Développement au Maghreb", *Note présentée à l'occasion de la table ronde organisée à Tunis par la Banque Mondiale*, 24-25 Mai 2005.
- [11] D. Kaufmann, and A. Kraay, "Governance Matters III, Governance Indicators for 1996–2002", *World Bank*, Washington, D.C. Processed., 2003,
- [12] S. Knack, and P. Keefer, "Institutions and Economic Performance: cross country test using alternative International measures", *Economics and Politics*, Vol. 7, No. 3, pp. 207–227, 1995.
- [13] D. Brautigam, "Aid Dependence and Governance," *Almqvist & Wiksell*, 68p., 2000.
- [14] N.G. Mankiw, N. Gregory, R. David, and N.W. David, "A contribution to the empirics of economic growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437, 1992.