

Un réexamen de la relation non linéaire entre inflation et croissance économique : le cas de la Tunisie

Meriem Bel Haj Mohamed^{#1}, Sami Saafi^{#2} et Abdeljelil Farhat^{#3}

#ESA, FSEG Mahdia, Université de Monastir, Tunisie

¹meriem.hjmed@yahoo.fr

²samisaafi@yahoo.fr

³Abdeljelil.Farhat@fsegma.rnu.tn

Résumé— Durant les dernières décennies, les économies, surtout des pays en développements, connaissent une croissance économique globalement morose couplée à un emballement de l'inflation, ce qui a ravivé le débat sur la nature de la relation entre l'inflation et la croissance économique. Cette étude vise à apporter une contribution pour la Tunisie à ce débat à partir d'une palette de différentes techniques économétriques. Un modèle vectoriel à correction d'erreur avec ajustement discontinu est utilisé et ses résultats sont comparés à ceux d'un modèle linéaire. Nous avons également caractérisé la relation de court terme entre l'inflation et la croissance économique au travers de l'utilisation de tests de causalité de [10] et de [4]. Notre travail suggère la présence d'une asymétrie dans cette relation. Ce dernier résultat est essentiel car il conditionne les orientations futures des responsables tunisiens à la recherche, comme beaucoup d'autres dirigeants de pays en développement, d'une politique monétaire optimale.

Mots Clés— *VECM, VECM à seuils, Inflation, Croissance, Causalité linéaire de Toda & Yamamoto, causalité non linéaire de Kyrtsov & Labys, Tunisie.*

I. INTRODUCTION

La question des relations entre l'inflation et la croissance économique, question des plus ancienne, a pris un tour très particulier aujourd'hui et cela tant au niveau de l'analyse théorique que celui de l'analyse empirique. Pourquoi? Parce que, depuis les années quatre-vingt, les économies, surtout des pays en développements, connaissent une croissance économique globalement morose couplée à un emballement de l'inflation. On ne peut donc manquer de s'interroger : concomitance de deux phénomènes économiques indépendants ou relation de causalité forte entre inflation et croissance économique?

L'inflation et la croissance économique entretiennent des rapports complexes et même récurrentes, à l'origine de nombreuses controverses au sein de la théorie économique. En théorie, on peut distinguer trois conclusions divergentes comme l'ont souligné [28]: les modèles de type Mundell-Tobin sans fondement micro-économique explicite mettant en évidence l'influence positive d'une augmentation de l'inflation sur le produit à long terme, induite par un comportement de choix de portefeuille favorable à l'accumulation du capital. Lorsque sont incorporés des comportements explicites de

maximisation, en revanche, la monnaie demeure super-neutre à long terme ([14] et [25]). Enfin, si les encaisses réelles procurent des services de transactions aux investisseurs, le taux d'inflation peut affaiblir le produit à long terme, par une réduction de la valeur réelle des services de transactions de la monnaie (effet [5]).

Au niveau empirique, une littérature foisonnante s'intéresse d'ores et déjà à la relation entre l'inflation et la croissance économique. En général, les études empiriques dégagent des résultats mixtes malgré une tendance à pencher en faveur de l'existence d'une corrélation négative entre l'inflation et la croissance économique. Parmi les études récentes, par exemple, [25], [26], [30], [15], [24], [22], [2] et [12] présentent une relation significativement négative entre l'inflation et la croissance. A l'inverse, [30] et [18], ne dérivent aucune liaison significative à long terme entre ces deux variables.

Pour intéressantes qu'elles soient, toutes les études précédentes reposent sur des hypothèses fortes et restrictives (i.e. Symétrie, ajustement linéaire, continu et à vitesse constante). Dans un tel cadre, les techniques de modélisation linéaire ne peuvent pas reproduire les effets de coûts d'ajustement de variables, de l'asymétrie du cycle économique et des rigidités propres au fonctionnement des marchés. Maintes critiques, d'ordre technique pour la plupart, ont été ainsi avancées concernant la robustesse des résultats. Cette propriété de linéarité, en particulier, paraît insuffisante à bien des égards. En effet, on a assisté depuis le début des années quatre-vingt-dix à l'émergence d'une littérature abondante mettant en évidence le caractère non linéaire des ajustements dynamiques que connaissent la plupart des séries macroéconomiques et financières. Les travaux de [25], [13], [15] et [1] soulignent en particulier que la relation inflation-croissance pourrait être non linéaire.

C'est dans cette approche que nous avons choisi de nous inscrire. L'objet du présent article est d'appréhender, à la fois, les relations de court terme et de long terme entre l'inflation et la croissance économique en Tunisie durant la période 1966-2006. Plus précisément, nous étendons au cas non linéaire l'étude de ladite relation. A notre connaissance, aucune étude ne s'est penchée sur cette question. L'économie tunisienne, comme toutes les économies en développement, constitue un terrain fertile pour l'analyse cette relation. Cette étude vise en premier lieu s'offrir l'opportunité de combler le manque de recherches à ce sujet en Tunisie. Le manque de travaux empiriques sur la nature de la relation entre l'inflation et la

croissance économique en Tunisie suscite notre attention et stimule notre réflexion en vue d'apporter une contribution, la plus modeste qu'elle soit, dans ce domaine. Même si le lien inflation-croissance, devenu aujourd'hui un sujet classique, a été largement traité dans la littérature, son exploration dans un pays en voie de développement demeure très pertinent.

II. MÉTHODOLOGIE

A. Etude de la cointégration

Notre objectif étant d'analyser la relation de long terme entre l'inflation et la croissance économique, nous estimons deux versions du VECM. Tout d'abord, nous estimons un VECM dans sa spécification linéaire traditionnelle, que nous détaillons dans la sous-section suivante. Ensuite, nous proposons un modèle économétrique pertinent pour l'analyse empirique de notre problématique. Il s'agit d'un modèle vectoriel à correction d'erreur avec ajustement discontinu TVECM (Threshold Vector Error Correction Model) dont les paramètres varient dans chaque régime et peuvent être estimés.

1. Le modèle VECM linéaire

La littérature économétrique propose des approches alternatives pour analyser empiriquement les interdépendances dynamiques et les relations de long terme entre plusieurs séries économiques. [23] et [24] ont proposé un système d'équations des types vecteurs autorégressifs qu'ils réécrivent sous la forme d'un modèle VECM,

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-p} + \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \xi_t.$$

Pour tester la significativité des vecteurs cointégrants, c'est-à-dire le rang de la matrice β , ou encore le nombre de combinaisons stationnaires, deux tests sont préconisés par [23]. Le premier test est appelé test de trace λ_{trace} . Le deuxième est le test de la valeur propre maximale λ_{max} .

$$\lambda_{trace}(r, n) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i), \quad r = 0, 1, \dots, k-2, k-1$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad r = 0, 1, \dots, k-2, k-1.$$

2. Le modèle VECM à seuils (TVECM)

L'existence de relations non-linéaires entre les variables économiques peut être modélisée de façon simple à l'aide des modèles à seuil. Plus précisément, dans cette section, nous étudions le modèle vectoriel à correction d'erreur avec ajustement discontinu TVECM. Ces modèles ont été proposées pour la première fois par [16], et développés par la suite par [3]. La méthodologie proposée par [3] permet de tester l'hypothèse nulle de linéarité de l'ajustement à l'équilibre contre l'alternative d'un ajustement à seuil fournie par le modèle VECM à seuil (TVECM).

Selon [3], dans les modèles TVECM, la vitesse d'ajustement à l'équilibre de long terme des deux variables diffère selon deux régimes:

$$\Delta X_t = [s_t \alpha_1 + (1 - s_t) \alpha_2] \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \xi_t$$

$$avec \begin{cases} s_t = 1 & si \quad | \beta' X_{t-1} | > \lambda \\ et \\ s_t = 0 & si \quad | \beta' X_{t-1} | \leq \lambda \end{cases}$$

avec, λ est le seuil et st est la fonction de transition. $X'_t = (x_t, y_t)$ est un processus de dimension 2. Le vecteur $\alpha'_i = (\alpha_{1,i}, \alpha_{2,i})$ est le paramètre de rattrapage ou d'ajustement qui mesure l'ampleur de la correction d'erreur. Les matrices $\Gamma'_i = \Gamma_{1,i}, \dots, \Gamma_{k,i}$ sont les paramètres de la dynamique de court terme. ξ_t est un bruit blanc de matrice de covariance.

[3] ont proposé deux statistiques de Sup LM pour tester l'hypothèse nulle de linéarité de l'ajustement à l'équilibre contre l'alternative d'un ajustement à seuil. La première est utilisée quand le vecteur de cointégration β_0 est connu a priori et égale à 1,

$$SupLM^0 = \sup_{\lambda_L \leq \lambda \leq \lambda_U} LM(\beta_0, \lambda).$$

La seconde serait utilisée lorsque le vecteur de cointégration est inconnu,

$$SupLM = \sup_{\lambda_L \leq \lambda \leq \lambda_U} LM(\tilde{\beta}, \lambda).$$

Comme la distribution asymptotique non-standard de cette statistique dépend de fonctions de moments inconnues, elle ne peut être tabulée. [3] ont développé deux méthodes de bootstrap (Residual bootstrap et fixed regressor bootstrap) pour calculer les p-values. Dans l'application qui suit, elles seront calculées à partir de 5000 simulations.

B. Etude de la Causalité

Dans cette sous-section sont présentées deux procédures de causalité distinctes, développées respectivement par [10] et par [4].

1. Test de Causalité de Toda et Yamamoto

Le test de causalité développé par [10] permet d'étudier la relation de causalité dans un système de variables non stationnaires intégrées d'ordres différents. Cette procédure n'est valable que si (d_{max}) est inférieur au nombre de retard p du polynôme autorégressif du modèle VAR.

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j} x_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_{1t}, \quad (1)$$

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} x_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \phi_{2j} x_{t-j} + \varepsilon_{2t}, \quad (2)$$

Pour réaliser le test de causalité sur le modèle, on applique des tests de restrictions uniquement sur les p premiers coefficients. En effet, dans l'équation (1), l'hypothèse que y_t ne cause pas x_t revient à tester la nullité des coefficients γ_{1i} . De même, dans l'équation (2), l'hypothèse que x_t ne cause pas y_t revient à tester la nullité des coefficients ϕ_{1i} .

Il est largement reconnu que la procédure [10] se réalise en deux étapes. Tout d'abord, il s'agit de déterminer le nombre de retard optimal (p) du processus VAR en niveau et l'ordre d'intégration maximal (d_{max}) des séries. En suite, il faut estimer un modèle VAR en niveau d'ordre $k = p + d_{max}$ par les moindres

carrés ordinaires. Enfin, il faut calculer les statistiques de Wald modifiées de l'hypothèse d'absence de causalité entre les séries du modèle.

2. Test de Causalité non-linéaire de Kyrtsou et Labys

[4] ont adopté une méthodologie pour étudier la causalité non linéaire au sens de Granger en introduisant le modèle bivarié de Mackey-Glass (noté par la suite MG). Ce modèle est spécifié de la façon suivante :

$$x_t = \alpha_{11} \frac{x_{t-\tau_1}}{1+x_{t-\tau_1}^{c_1}} - \beta_{11}x_{t-1} + \alpha_{12} \frac{y_{t-\tau_2}}{1+y_{t-1}^{c_2}} - \beta_{12}y_{t-\tau_2} + \xi_{1,t} \quad (3)$$

$$y_t = \alpha_{21} \frac{x_{t-\tau_1}}{1+x_{t-\tau_1}^{c_1}} - \beta_{21}x_{t-1} - \alpha_{22} \frac{y_{t-\tau_2}}{1+y_{t-1}^{c_2}} - \beta_{22}y_{t-\tau_2} + \xi_{2,t} \quad (4)$$

avec, $t = \tau_1, \dots, N$, $\tau = \max(\tau_1, \tau_2)$, τ_1 et τ_2 sont respectivement le nombre de retard de y_t et x_t qui sont choisis en utilisant les critères de [9] et de [12]. $\xi_{1,t}$ et $\xi_{2,t}$ sont des termes d'erreur de type bruit blanc. α_{ij} et β_{ij} indiquent respectivement les effets linéaires et non linéaires des variables indépendantes sur la variable dépendante. c_1 et c_2 sont des constantes.

I. RÉSULTATS EMPIRIQUES

3.1. Tests préliminaires

Il convient, en première analyse, de déterminer l'ordre d'intégration de nos deux variables, le taux de croissance (x_t) et le taux d'inflation (y_t). En plus du test de Dickey Fuller Augmenté (ADF), nous appliquons le test de Phillips-Perron (PP) qui permet de tenir compte, de façon non paramétrique, de la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Nous testons aussi la robustesse de nos résultats par le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) qui, contrairement aux deux autres tests, est basé sur l'hypothèse nulle de stationnarité. Le tableau 1 suggère que chacune des séries possède une racine unitaire, et par conséquent, elles sont intégrées d'ordre un (I(1)).

Tableau 1: ADF, PP and KPSS unit root tests

	ADF		PP		KPSS	
	x_t	y_t	x_t	y_t	x_t	y_t
Niveau	-1.125	-1.815	-2.077	-2.187	0.156	0.252
1ère dif	-6.480*	-7.785*	-6.856*	-12.09*	0.094*	0.056*

Afin de déterminer le nombre de retards optimal à prendre en compte dans le VECM, nous nous sommes basés sur les critères d'information de [9] (AIC), de [7] (SIC), de [8] (FPE) et de [6] (HQ). Le nombre optimal de retards à retenir est égal à deux.

3.2. Analyse des relations de cointégration

Afin de tester la présence ou non d'une relation de long terme entre l'inflation et la croissance économique, nous utilisons tout d'abord le test de cointégration de Johansen pour identifier et estimer les vecteurs de cointégration. Nous testons, ensuite, l'existence probable d'une asymétrie dans la

relation entre les deux variables. Au seuil de 5 %, les deux tests de la valeur propre maximale et de la trace coïncident pour valider l'hypothèse de l'absence d'une relation de cointégration (Tableau 2). Le test de Johansen montre ainsi l'absence d'une relation d'équilibre de long terme entre les deux variables. A contrario, comme le montrent les résultats reportés dans le tableau 3, l'ajustement non linéaire à l'équilibre de long terme est validé par les données, puisque l'hypothèse nulle de linéarité est largement rejetée au seuil de 5 %. Ce résultat n'est pas surprenant puisque de nombreuses études ont mis en évidence que la relation entre l'inflation et la croissance économique est asymétrique.

Tableau 2: Résultats de test de cointégration linéaire

p	test	statistique de V.max	statique de trace
2	r<=1	5.32	5.29
	r=0	44.11	51.20

Tableau 3: Résultats de test de cointégration non linéaire

	FixedReg	ResBoot	FixedReg	ResBoot
	sup LM0		sup LM	
Statistique	16.295	16.29	19.425	19.425
p-value	0.0922	0.153	0.026	0.052
seuil	-0.1015	-0.1015	-0.060	-0.060
β	1	1	0.682	0.682

3.3. Analyse des relations de causalité

Afin de tester la présence probable d'une relation de causalité entre l'inflation et la croissance économique, nous utilisons, à la fois, le test de causalité de [10] et le test de causalité non linéaire de [4].

Les résultats de test de causalité linéaire au sens de Granger de [10] indiquent qu'en Tunisie, l'inflation cause la croissance économique, ce qui n'est pas le cas pour le taux de croissance du PIB réel vers le taux d'inflation (Tableau 4).

Tableau 4 Résultats de test de causalité de Toda et Yamamoto

Hypothèse Nulle	p-valeur	Décision
x ne cause pas y au sens de Granger	0.37	Non
y ne cause pas x au sens de Granger	0.066	Rejet

Il convient de signaler que le test de causalité de [10] présuppose que la relation entre les variables est de nature linéaire. Toutefois, comme le remarque [1], il est tout à fait probable que cette relation ne soit pas linéaire. Le test BDS développé par [32] est susceptible de dissiper cette incertitude. En fait, le test BDS montre qu'une structure non linéaire forte subsiste dans les résidus de deux séries (inflation, croissance économique). Ainsi, le test de causalité non linéaire s'avère plus approprié pour l'analyse de la relation de causalité entre l'inflation et la croissance économique. Les résultats de tests

de causalité non linéaire de [4], reportés dans le tableau 6, indiquent qu'en Tunisie, qu'il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre l'inflation et la croissance.

Tableau 5: Résultats de test BDS

		taux de croissance		taux d'inflation	
		Stat.	P value	Stat.	P value
0.5	m				
	2	3.510	0.00044	4.415	1.01e-05
	3	5.030	4.8e-07	5.366	8.0e-08
1	2	24.057	2.2e-16	4.113	3.8e-05
	3	22.75	2.2e-16	4.515	6.3e-06
1.5	2	2022.51	2.2e-16	3.294	0.0009
	3	1810.35	2.2e-16	3.286	0.001

Tableau 6 : Résultats de test de causalité de Kyrtsou et Labys

Hypothèse Nulle	p-valeur	Décision
x ne cause pas y au sens de Granger	6.51e-05	Rejet
Y ne cause pas x au sens de Granger	0.00441	Rejet

II. CONCLUSIONS

L'objectif de cette étude est de déterminer les relations de long terme entre l'inflation et la croissance économique en Tunisie. À cette fin, un VECM à changement de régime est proposé afin de prendre en compte l'existence de phénomènes de non-linéarités, et ses résultats sont comparés à ceux d'un modèle linéaire. Nous testons également la présence d'une relation de causalité entre les deux variables au travers de l'utilisation de tests de causalité [10] et [4]. Notre travail suggère la présence d'une asymétrie dans cette relation. Ce dernier résultat est essentiel car il conditionne les orientations futures des responsables tunisiens à la recherche, comme beaucoup d'autres dirigeants de pays en développement, d'une politique monétaire optimale.

III. References

[1] A. Bick, "Threshold effects of inflation on economic growth in developing countries". *Economics Letters*, 2010, 108, 126-129.

[2] A. Ghosh and S. Phillips, "Inflation, disinflation, and growth". IMF Working Paper No. 1998, Working Paper /98/68. Washington, DC: International Monetary Fund.

[3] B.E Hansen and B. Seo, "Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models". *Journal of Econometrics*, 2002 110, pp. 293-318.

[4] C. Kyrtsou and W.C. Labys, "Evidence for chaotic dependence between US inflation and commodity prices". *Journal of Macroeconomics*, 2006, 28, 256-266.

[5] C. Stockmana, "Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy". *Journal of Monetary Economics*, 1981, 8 (3), 387-393.

[6] E.J. Hannan and B.G. Quinn, "The determination of the order of an autoregression". *Journal of Royal Statistical Society*, 1978, 41, 190-195.

[7] G. Schwarz, "Estimating the dimension of a model". *Annals of Statistics*, 1978, 6, pp. 461-464.

[8] H. Akaike, "Fitting autoregressive models for prediction". *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 1969, 21, 243-247.

[9] H. Akaike, "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle". 2nd International Symposium on Information Theory, B. N. Petrov and F. Csaki (eds.), Akademiai Kiado, Budapest, 1973, pp. 267-281.

[10] H.Y. Toda and H. Yamamoto, "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes". *Journal of Econometrics*, 1995, Vol. 66, 225-250.

[11] J. D. Gregorio, "Inflation, taxation and long run growth". *Journal of Monetary Economics*, 1993, 31, 271-298.

[12] K. Singh and K. Kalirajan, "The inflation-growth nexus in India: an empirical analysis". *Journal of Policy Modeling*, 2003, 25, 377-396.

[13] M. Sarel, "Nonlinear effects of inflation on economic growth". IMF Staff Papers, 1996, 43(1), 199-215.

[14] M. Sidrauskim, "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1967, 57 (2), mai, p. 534- 544.

[15] M.S. Khan and A.S. Senhadji, "Threshold effects in the relationship between inflation and growth". IMF Staff Paper, 2001, 48 (1), 1-21.

[16] N. S. Balke and T. B. Fomby, "Threshold Cointegration". *International Economic Review*, 1997 38(3), pp. 627-45.

[17] P.C.B. Phillips and P. Perron, "Testing for unitroot in time series regression". *Biometrika*, 1988, 75, 335-346.

[18] R. J Barro, "Comment on Dorbusch-Sturzenegger-Wolf". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990, 2, 68-75.

[19] R. J. Barro, *Inflation and economic growth*. NBER Working Paper 5326. Cambridge, MA, 1995.

[20] R. J. Barro, Economic growth in a cross-section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106, 407-433.

[21] R. Levine and D. Renelt, "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions". *The American Economic Review*, 1992, 82(4), 942-963.

[22] S. Ambler and E. Cardia, "Testing the link between inflation and growth. In *Proceedings of the conference on price stability, inflation targets and monetary policy*". Ottawa: Bank of Canada, 1997.

[23] S. Johansen, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, pp. 231-54.

[24] S. Johansen and K. Juselius, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the dem and for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 169-209.

[25] S. Fischer, "The Role of Macroeconomic Factors in Growth." *Journal of Monetary Economics*, 1993, Vol.32: 485-512.

[26] S. Fischer, Capital Accumulation on the Transition Path in a Monetary Optimi-zing Model. *Econometrica*, 1979, 47, 1433-1439.

[27] S.N. Neftci, "Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, 1984, 92, 307-328.

[28] T. Rajhi and P.Villieu, "Accélération monétaire et croissance endogène". *Revue économique*, Vol. 44, No. 2, Nouvelles théories de la croissance, 1993, 257-285.

[29] W. R. J. Alexander, "Inflation And Economic Growth: Evidence from a Growth Equation." *Applied Economics*, 1997. Vol. 29:233-238.

[30] W. Kormendir et G. Menguirep, "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country Evidences". *Journal of Monetary Economics*, 1985, 16, 141- 163.

[31] Y. A. Mubarik, "Inflation and Growth: An Estimate of the Threshold Level of Inflation in Pakistan". *State Bank of Pakistan Research Bulletin*, 2005, 1:1, 35-44.

[32] W. Brock, Dechevt, W., Scheinkman, J., A test for independence based on the correlation dimension. Working Paper. Department of Economics, University of Wisconsin, Madison, 1987.