

Constant FOUOPI DJIOGAP

Université de Yaoundé II

UN RÉEXAMEN DE LA RELATION « INFLATION - CROISSANCE ÉCONOMIQUE » DANS LES PAYS AFRICAINS

RÉSUMÉ

Ce papier revient sur la non-linéarité de la relation inflation-croissance. Il évalue le rôle de la qualité institutionnelle appréciée par le degré d'indépendance de la banque centrale sur la non-linéarité de la relation inflation-croissance et la détermination du taux d'inflation optimal dans les pays africains. A cet égard, un panel des 53 pays africains sur la période 1980-2013 est utilisé pour effectuer une analyse de régression de panel avec seuil progressif (Panel Smooth Threshold Regression –PSTR- développé par Gonzalez et al. 2005). Un test de robustesse est effectué avec la méthode des moments généralisés en système (GMM). Nos résultats confirment la non-linéarité de la relation inflation-croissance. Cette non-linéarité de la relation inflation croissance est conditionnée par la qualité des institutions. Les pays avec une qualité des institutions plus élevée éprouvent des effets moins sévères d'inflation que les pays ayant une qualité des institutions inférieure. Le taux d'inflation optimal pour les pays africains dépend du régime de change. Ce taux diverge avec ceux trouvés pour les pays développés ainsi que pour ceux de beaucoup de pays en développement.

Mots clés : non-linéarité, taux d'inflation optimal, PSTR, qualité des institutions, pays africains.

JEL Classification : E31, O43, C33.

A RE-EXAMINATION OF THE INFLATION GROWTH RELATIONSHIP IN THE AFRICAN COUNTRIES

ABSTRACT:

This paper returns on the non-linearity of the inflation - growth relationship. He estimates the role of the institutional quality appreciated by the independence of the central bank on the non-linearity of the inflation-growth relationship and identifies the optimal inflation rate in the African countries. In this respect, a panel of 53 African countries over the period 1980-2013 is used to make an analysis of regression of panel with progressive threshold (Panel Smooth Threshold Regression: PSTR developed by Gonzalez and al. 2005). A test of robustness is made with the method of moments generalized in system (GMM). Our results confirm the non-linearity of the relation inflation-growth. This non-linearity of the inflation growth relationship is conditioned by the quality of institutions. Countries with a higher quality of institutions experience less severe effects of inflation than countries having a lower quality of institutions. The optimal inflation rate for the African countries depends on the exchange regime. This rate diverges with those found for developed countries as well as for those of many developing countries.

Keys Words : Non-linearity, optimal inflation rate, PSTR, quality of institutions, African countries.

INTRODUCTION

La relation entre la croissance économique et l'inflation est l'une des plus importantes questions abordées en macroéconomie. Au cours des années, l'existence d'une relation éventuelle entre ces deux variables a enregistré un regain d'intérêt considérable et est ainsi devenue un sujet de débat. Beaucoup d'économistes admettent que des taux d'inflation faibles et stables entraînent le développement d'un pays et par conséquent la croissance économique.

Lorsqu'elle est élevée et instable, l'inflation mine la capacité de l'économie à maintenir des conditions propices à une expansion soutenue pour la création d'emplois. Elle suscite des incertitudes chez les consommateurs et les investisseurs et peut engendrer des cycles de surchauffe et de contraction, ce qui occasionne à son tour, des difficultés pour bon nombre de ménages. Une forte inflation érode la valeur des revenus et de l'épargne. Elle pénalise tout particulièrement les ménages qui ont un revenu fixe. A l'inverse, un taux d'inflation bas contribue à instaurer un climat favorable à de faibles taux d'intérêt et à des investissements productifs, ce qui stimule la croissance économique et la création d'emplois.

Cependant, la relation entre l'inflation et la croissance économique est une question controversée, plusieurs études empiriques confirment l'existence d'une relation positive d'une part ou négative d'autre part entre ces deux principales variables macroéconomiques.

Les études empiriques récentes ont mis l'accent sur le seuil de la relation inflation-croissance. Ainsi, Burdekin (2000) a fait ressortir pour les pays développés un seuil de 8% à partir duquel l'inflation devient nuisible pour la croissance. Ce résultat est compatible avec les résultats des recherches de Sarel (1996) qui a testé un seuil structurel et a indiqué qu'il existe une relation négative entre l'inflation et la croissance économique dans les pays industrialisés au-delà du seuil de 8%. Par ailleurs, Ghosh et Phillips (1998) ont fait ressortir un seuil de d'inflation de 2,2% pour les pays industrialisés, alors que Judson et Orphanides (1996) ont révélé un seuil de 10%.

Khan et Senhadji (2001) ont étudié l'interaction inflation croissance en se servant d'une série de données de groupe sur 140 pays (industrialisés et en développement) sur la période 1960 – 1998. Ils avaient mis en œuvre la méthode non linéaire des moindres carrés pour traiter la non linéarité et le caractère non différentieliste du seuil de l'inflation par rapport à la régression de la croissance. Leurs résultats ont montré une relation inverse entre l'inflation et la croissance avec des estimations de seuils d'inflation de 1% à 3% pour les pays développés et de 11% à 12% pour les pays en développement.

L'inflation exerce donc un effet de seuil sur la croissance économique qui permet de justifier la controverse des résultats empiriques. Toutefois, au regard des résultats des études empiriques menées dans le cadre de la détermination de ce seuil, l'on note que celui-ci dépend principalement de la structure de l'économie.

Drukker et al. (2005) ont trouvé dans un échantillon de 138 pays couvrant la période 1950-2000 à partir d'un modèle de régression de panel avec seuil (Panel Threshold Regression –PTR- développé par Hansen, 1999) que l'inflation exerce un effet non linéaire sur la croissance économique. Ils ont montré qu'au-delà du niveau seuil d'inflation de 19,6%, toute augmentation de l'inflation réduit la croissance économique dans les pays en développement. Pour ce qui concerne les pays développés, ils trouvent deux seuils d'inflation (2,57% et 12,61%) au-delà desquels l'inflation est nocive pour la croissance économique. Par ailleurs, la littérature récente sur la croissance économique insiste sur le rôle des institutions comme déterminants fondamentaux de la croissance économique (Aron, 2000)

En Afrique, les variables institutionnelles n'obtiennent pas des scores élevés. En effet, selon International Country Risk Guide et Transparency International (2014), les statistiques de l'indice de corruption montrent que la quasi-totalité des pays africains affichent un indice en deçà de 4 sur une échelle comprise entre 0 (degré élevé de corruption) et 10 (degré élevé d'intégrité). Selon The Economist (2014), l'examen de l'indice de démocratie, qui rend compte de la gouvernance, montre que la majorité des pays africains pourraient être classés parmi les régimes autoritaires avec des indices inférieurs à 4 sur une échelle de 0 (régime autoritaires) à 10 (régime démocratique).

Après avoir démontré qu'une inflation élevée est préjudiciable à une économie et qu'une inflation faible est plutôt bénéfique, on pourra d'une part s'interroger sur la définition du niveau optimal d'inflation pour une économie, c'est-à-dire quel est le niveau d'inflation à partir duquel la croissance économique est compromise et d'autre part sur l'impact de la qualité des institutions sur la non-linéarité de la relation inflation croissance et sur le niveau du taux d'inflation requis pour promouvoir la croissance dans les Etats africains. Le papier est organisé de la manière suivante, une première section présente la revue de la littérature, la deuxième section présente le modèle sur lequel nous nous appuyons pour démontrer la proposition ci-dessus, la troisième section présente les aspects méthodologiques de l'estimation empirique, la quatrième section interprète et discute les principaux résultats, pour enfin conclure.

1. Revue de la littérature

Les études de la relation inflation et croissance sont nombreuses, avec des résultats controversés. La relation inflation - croissance est négative dans certains cas et positive dans d'autres. Dans la plupart des études empiriques, l'inflation est considérée comme l'un des facteurs de la stabilité de l'environnement pour la croissance économique et elle participe à l'explication des variations du taux de croissance économique.

Les études qui ont examiné la relation entre l'inflation et la croissance économique se sont multipliées dans les années 90. Ces études commencent par Kormandi et Meguire (1985), Grimes (1991), Fischer (1993), DeGregorio (1993), Gylfason et Herbertsson (2001), Valdovinoz (2003), et Guerrero (2004) qui ont montré que l'inflation exerce des effets négatifs sur la croissance économique. Dans une étude entreprise par Kormandi et Meguire (1985) utilisant des données sur un échantillon de 47 pays couvrant la période 1950-1977, il a été observé qu'une augmentation de l'inflation de 1% réduit la croissance économique de 0.57%.

L'étude de Fischer (1993), à travers une régression avec des données en panel a montré qu'une relation négative existait entre la croissance économique et l'inflation et les déficits budgétaires. L'inflation réduit la croissance à travers

la réduction de l'investissement et de la productivité. Tandis que les déficits publics réduisent l'accumulation du capital et l'augmentation de productivité.

En utilisant des données de 21 pays couvrant la période 1961-1987, Grimes (1991) a trouvé une relation positive entre l'inflation et la croissance économique dans le court terme, et une relation négative entre les deux à long terme. Dans son étude couvrant 12 pays latino-américains entre 1950 et 1985, De Gregorio (1993) a trouvé un rapport négatif entre l'inflation et la croissance économique.

Gomme (1993) a conduit une recherche qui a abouti à un lien négatif entre l'inflation et la croissance économique. Dans son étude couvrant 100 pays entre 1960 et 1990, Barro (1995) a également détecté une relation semblable. Dans leur article qui passait en revue 170 pays entre 1960 et 1992, Gylfason et Herbertsson (2001) ont trouvé un coefficient statistiquement significatif et élevé entre l'inflation et la croissance économique. Dans son étude couvrant les pays latino-américains, Valdovinoz (2003) a trouvé une relation négative en utilisant les données entre 1970 et 2000.

Quand ils ont examiné les causes du lien négatif entre l'inflation et la croissance, Bruno et Easterly (1998) ont constaté dans leur étude que ce lien surgit seulement en cas de crise avec l'inflation élevée. Mallik et Chowdhury (2001), qui ont examiné le rapport entre l'inflation et la croissance dans le court et le long terme pour quatre pays asiatiques en utilisant des séries chronologiques, ont trouvé un effet positif de l'inflation sur la croissance et souligné l'importance de l'inflation dans la croissance économique. En général, ce point de vue que l'inflation exerce un effet positif sur la croissance économique se base sur l'idée que l'inflation augmente l'épargne forcée (Bruno et Eastrely, 1995).

L'étude de Judson et Orphanides (1996) a révélé que le niveau de l'inflation est significativement et négativement associé à la croissance, seulement pour les pays classés dans les régions de forte ou d'inflation modérée, mais ce n'est pas le cas pour les pays à faible inflation. Gylfason et Herbertsson (2001) ainsi que Burdekin et al. (2004) ont également montré que l'effet négatif de l'inflation sur la croissance se révèle seulement lorsque le taux d'inflation excède 10 à 20%.

Lopez-Villavicencio et Mignon (2011) ou encore Eggoh and Khan (2014) montrent bien qu'il existe une non-linéarité dans la relation entre l'inflation et la croissance mais ils trouvent aussi que les seuils à partir desquels l'inflation est nuisible pour l'économie diffèrent entre pays développés et pays émergents. Ces auteurs montrent par ailleurs que les seuils diffèrent au sein même des économies émergentes selon leur niveau de revenu.

La littérature récente sur la croissance économique insiste sur le rôle des institutions en tant que déterminant fondamental de la croissance économique. Rodrik et al (2004) trouvent que la qualité institutionnelle prime sur la géographie et le commerce international dans l'explication des écarts de revenus entre les pays riches et pauvres.

S'intéressant au contrôle de la corruption, Mauro (1995) montre que les pays dont leur indice de corruption est très élevé tendent à avoir un niveau de croissance très faible. De même et dans une analyse instructive, Pistor et al (1998) mettent en relief le rôle du droit et des systèmes juridiques dans le développement économique en Asie. Toutefois, ces études n'examinent pas la sensibilité de la qualité des institutions sur la relation inflation croissance. Ce papier essaye de combler ce gap dans la littérature en considérant une institution directe qui joue un rôle sur le taux d'inflation, la banque centrale. La qualité des institutions sera appréciée par l'indépendance de la banque centrale.

2. Modélisation théorique

Pour démontrer notre argument nous pouvons relire Irving Fisher (1920) et lui emprunter son analyse. Partons de l'identité de Fisher (1920) et de la relation entre taux d'intérêt nominaux et réels en absence d'illusion monétaire :

$$M.V \equiv P.T ; \tag{1}$$

$$i = r + \pi^e \tag{2}$$

M mesure la masse monétaire en circulation, V la vitesse de circulation de la monnaie, P le prix moyen des biens échangés et T le nombre de transactions. i le taux d'intérêt nominal, r le taux d'intérêt réel et π^e le taux d'inflation anticipé. La première équation est une identité puisque par définition la vitesse de circulation de la monnaie est le ratio PT/M . La seconde résulte, en revanche, d'un principe d'absence d'illusion monétaire en arbitrant entre deux actifs l'un monétaire et l'autre physique. Pour compenser la perte de valeur de l'actif nominal le prêteur exige une rentabilité accrue de son prêt qui couvre cette perte, le taux d'intérêt réel exigé est augmenté du taux d'inflation anticipé.

Maintenant imaginons une hausse du taux d'inflation anticipé, quelle que soit son origine, la perte de pouvoir d'achat attendue de la monnaie accélère la vitesse de circulation, V s'accroît, le taux d'intérêt nominal s'accroît puisqu'il y a absence d'illusion monétaire, les profits augmentent et les prêts accordés par les banques sont plus abondants donc le nombre de transactions T augmente. Les dépôts augmentent et la masse monétaire augmente insufflant une nouvelle hausse de prix. Le phénomène se répète jusqu'au point où le taux d'intérêt nominal égalise la somme du taux d'intérêt réel et du taux d'inflation. La hausse du taux d'inflation est compensée par un taux d'intérêt nominal plus élevé. Les banques cessent de prêter, car la valeur des obligations chute du fait de cette hausse du taux d'intérêt nominal or celles-ci constituent le collatéral des réserves minimales imposées par la banque centrale d'émission de la monnaie. Ensuite, la contraction des prêts et des dépôts diminuent la vitesse de circulation de la monnaie et bloque la hausse de prix. La phase du boom de l'activité économique perdure tant que le taux nominal des actifs monétaires diverge du taux d'intérêt réel des actifs physiques du montant du taux d'inflation. C'est un principe d'arbitrage, entre les actifs exprimés en termes nominaux et ceux exprimés en termes réels qui est à l'œuvre, la rapidité avec laquelle se fait cet arbitrage est au cœur de ce papier.

Différentions l'équation (1) par rapport au temps

$$\frac{1}{T} \frac{T}{dt} \equiv \frac{1}{M} \frac{M}{dt} + \frac{1}{V} \frac{V}{dt} - \frac{1}{P} \frac{P}{dt} \quad (3)$$

Soit:

$$g \equiv m + \frac{1}{V} \frac{V}{dt} - \pi^e ; \quad (4)$$

Posons, comme le fait Fisher, V fonction du taux d'inflation, pour simplifier posons la sous la forme linéaire :

$$V = V_0 + \beta \cdot \pi^e \text{ nous avons } \frac{V}{dt} = \beta \frac{\pi^e}{dt} \quad (5)$$

On obtient alors l'équation suivante :

$$g = m + \alpha \cdot \beta \frac{\pi^e}{dt} - \pi^e \text{ où } \alpha = \frac{1}{V} \text{ est le taux de liquidité} \quad (6)$$

Le taux de croissance du nombre de transaction est positivement corrélé au taux de croissance de la masse monétaire (la grande absente du papier), à l'impact du taux d'accélération de l'inflation sur la vitesse de circulation de la monnaie et négativement au taux d'inflation. Nous avons une relation temporelle non-linéaire entre le taux de croissance et l'inflation, consécutivement à l'impact du taux d'accélération de l'inflation sur la vitesse de circulation de la monnaie. En absence de choc qui enclenche une accélération (ou une décélération) du prix moyen des transactions, le taux de croissance réel du nombre de transaction est la différence entre le taux de croissance de la masse monétaire et le niveau d'inflation. Pour un taux de croissance de la masse monétaire donné m^o , plus le taux d'inflation est bas, plus le taux de croissance est élevé de manière permanente. A l'inverse, plus le niveau du taux d'inflation ne s'élève, plus le taux de croissance sur le sentier régulier de long terme est faible.

Il nous faut ajouter, maintenant, une argumentation sur la formation des anticipations en fonction par exemple de l'indépendance ou non de la banque centrale par rapport aux hommes politiques. Si la banque centrale n'est pas indépendante, le taux d'inflation anticipé est peut-être déterminé par l'évolution

du taux de croissance de la masse monétaire à la période précédente :

$\frac{\pi^e}{dt} = \pi^e = m_{t-1}$ et l'équation vi) s'écrit $g = m$. Si la banque centrale est indépendante et fixe un objectif d'inflation crédible π^0 , les anticipations des agents intègrent cette donnée de telle sorte que l'accélération de leurs anticipations de hausse de prix est proportionnelle au taux de décroissance de l'écart entre l'inflation observée et le taux d'inflation désiré par la banque

centrale: $\frac{\pi^e}{dt} = -\gamma \frac{d}{dt} (\pi^{ob} - \pi^0)$. L'équation (6) devient : $g = m + \alpha \cdot \beta [-\gamma \frac{d}{dt} (\pi^{ob} - \pi^0)] - \pi^0$.

Si $\frac{d}{dt} (\pi^{ob} - \pi^0) = 0$, alors $= m - \pi^0$. On peut donc écrire :

$$g = \varphi m + (1 - \varphi) [m + \alpha \cdot \beta [-\gamma \frac{d}{dt} (\pi^{ob} - \pi^0)] - \pi^0] \quad (7)$$

Avec $\varphi=0$ si la banque centrale est indépendante et $\varphi=1$ si elle ne l'est pas.

La transition d'un régime politique à l'autre s'écrit :

$$g = m \cdot \varphi \Gamma(\varphi, \pi) + m + [\alpha \cdot \beta [-\gamma \frac{d}{dt} (\pi^{ob} - \pi^0)] - \pi^0] (1 - \varphi) \{ \Gamma(\varphi, \pi) \} \quad (8)$$

3. Méthodologie empirique

Pour réexaminer la relation inflation-croissance économique, nous utilisons une modélisation en Panel à effet de seuil. Les modèles à effet de seuils constituent un instrument d'analyse des phénomènes économiques non-linéaires. Ils autorisent les séries économiques à posséder des dynamiques différentes suivant les régimes dans lesquels elles évoluent. Le mécanisme de transition pour le passage d'un régime à l'autre s'effectue à l'aide d'une variable de transition observable, d'un seuil et d'une fonction de transition. Il existe deux grands types de modélisation à seuil en panel : la modélisation proposée par Hansen (1999) et celle de Gonzalez et al. (2005). Dans celle de Hansen (1999), la non linéarité se traduit par le fait que la variable dépendante est générée par deux processus distincts. On se situe dans un processus ou d'un autre selon la valeur prise par une variable dite variable de transition.

La modélisation de Hansen (1999) suppose que la dynamique de transition entre les deux régimes se fait de façon brutale. En effet, l'on se situe dans la dynamique d'un processus ou dans l'autre. Toutefois, il se pourrait très bien que,

au lieu d'être brutale, cette transition soit plutôt lisse. La modélisation PSTR proposée par Gonzales et al. (2005) permet de modéliser des situations où le passage d'un régime à un autre se fait progressivement. Ainsi, la fonction de transition sera, non pas une indicatrice, mais plutôt une fonction continue. Les PSTR peuvent également être vus comme des modèles dans lesquels il existe deux régimes extrêmes entre lesquels il y aurait un continuum de régimes. Dans le cadre de cette étude, les modèles à transition graduelle (PSTR) sont plus appropriés pour décrire le changement dans les comportements économiques induits par des variables de régimes quantitatives.

Un modèle de panel à effet de seuil à transition lisse (Panel SmoothThresholdRegression, le PSTR) proposé par González et al. (2005) est utilisé. Pour illustrer la relation inflation-croissance, nous supposons le cas simple du PSTR avec deux régimes extrêmes et une seule fonction de transition.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_0 \pi_{i,t-1} + \beta'_1 \pi_{i,t-1} \Gamma(q_{it}; \gamma, c) + \delta'_0 z_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

Pour $i=1, \dots, N$ et $t=1, \dots, T$, où N et T représentent respectivement les dimensions individuelles et les dimensions temporaires du panel. La variable $y_{i,t}$ dépendante est un scalaire et représente le taux de croissance du PIB, $\pi_{i,t-1}$ est la valeur du taux d'inflation retardée d'une période et $Z_{i,t}$ est un vecteur de dimension K des autres variables de contrôle généralement considérées dans la littérature sur la croissance économique. α_i représente les effets fixes individuels et $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur. La fonction de transition Γ est continue et dépend de la variable seuil $q_{i,t}$ et sur $c = \{c_1, \dots, c_m\}$ qui est un vecteur de paramètres de seuil et le paramètre γ détermine la pente de la fonction de transition. Comme Granger et Teräsvirta (1993), González et al. (2005), nous considérons la fonction de transition logistique suivante.

$$\Gamma(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp \left(-\gamma \prod_{z=1}^m (q_{it} - c_z) \right) \right]^{-1}, \quad \gamma > 0, \quad c_1 < \dots < c_m. \quad (10)$$

Le PSTR fournit une approche paramétrique de l'hétérogénéité des individus aussi bien dans l'instabilité dans le temps des coefficients de l'inflation-croissance, comme un changement lisse dans ces variables au regard des variables de seuil. Par exemple, si la variable de transition $q_{i,t}$ est différente du

taux d'inflation $\pi_{i,t-1}$, alors la sensibilité de la croissance au taux d'inflation pour le ième pays au temps t est définie comme suit :

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial \pi_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \Gamma(q_{it}; \Upsilon, c) \quad (11)$$

Lorsque la variable de transition est la même que la variable exogène, l'expression de l'élasticité est différente. Par exemple, si $q_{i,t} = \pi_{i,t-1}$, l'élasticité de croissance à l'inflation est alors défini comme suit :

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial \pi_{i,t-1}} = \beta_0 \mathbf{1} + \beta_1 \Gamma(\pi_{i,t-1}, \Upsilon, c) + \beta_1 \frac{\partial \Gamma(\pi_{i,t-1}, \Upsilon, c)}{\partial \pi_{i,t-1}} \pi_{i,t-1}, \forall i, \forall t \quad (12)$$

Bien que ces expressions des élasticités permettent certaines configurations pour la relation inflation-croissance, beaucoup d'interrogations relatives aux tests de spécifications et estimations persistent. Les explications à ces interrogations sont formulées ci-dessous.

Tests de spécification et d'estimation

L'estimation du modèle PSTR commence avec l'élimination des effets individuels fixe par le retrait de la moyen individuels spécifiques et ainsi appliquer les moindres carré non linéaires sur le modèle transformé. González et al. (2005) propose une procédure de test selon l'ordre suivant :

- i) Le test de linéarité contre le modèle PSTR, et
- ii) Détermination du nombre r des fonctions de transition.

Le test de linéarité dans le modèle PSTR (équation 1) peut être fait en testant :

$$H_0: \gamma = 0 \text{ ou } H_0: \beta_1 = 0$$

Cependant, sous l'hypothèse nulle, le test ne sera pas le même dans les deux cas, et le modèle PSTR contient des paramètres de nuisance non identifiés. Une solution possible est de remplacer la fonction de transition $\Gamma(q_{i,t}; \gamma, c)$ par l'expression de Taylor à l'ordre 1 autour de $\gamma = 0$ et tester une hypothèse équivalente dans une régression auxiliaire. Nous obtenons alors ce qui suit :

$$y_{it} = \alpha_i + \theta_0' \pi_{it} + \theta_1' \pi_{it} q_{it} + \delta_0' z_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (13)$$

Etant donné que les paramètres θ_i sont proportionnel au paramètre de pente de la fonction de transition γ_i tester la linéarité du model inflation-croissance contre PSTR consiste à tester $H_0: \theta_1 = 0$ contre $H_1: \theta_1 \neq 0$.

Si SCR_0 est la somme des carrés des résidus du panel sous l'hypothèse H_0 et SCR_1 le modèle PSTR avec m régimes, la statistique F correspondante est alors définie comme suit :

$$LM_F = \frac{(SCR_0 - SCR_1)/mK}{SSR_0/(TN - N - mK)} \sim F(mK, TN - N - mK) \quad (14)$$

Où T, N et K sont le nombre d'années, le nombre de pays et le nombre de variables exogènes respectivement. Une fois que le test de linéarité est utilisé, le problème est d'identifier le nombre de fonction de transitions. La méthodologie de tests séquentiels est généralement utilisée. Par exemple, supposons que nous avons rejeté l'hypothèse de linéarité. La question est alors de tester si c'est une fonction de transition ($H_0: r = 1$), ou si ce sont au moins deux fonctions de transitions ($H_0: r = 2$). Supposons un modèle avec deux fonctions de transitions ($r=2$).

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0 \pi_{it} + \beta_1 \pi_{it} \Gamma_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \beta_2 \pi_{it} \Gamma_2(q_{it}; \gamma_2, c_2) + \delta_0' z_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (15)$$

$\Gamma_1(q_{it}; \gamma_1, c_1)$ et $\Gamma_2(q_{it}; \gamma_2, c_2)$ sont deux fonctions de transition différentes. La logique de ce test est la même et consiste en remplaçant la seconde fonction de transition par l'expression de Taylor de degré 1 autour de , et alors en testant les contraintes linéaires sur les paramètres. Le modèle devient :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0 \pi_{it} + \beta_1 \pi_{it} \Gamma_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \theta_1 q_{it} \pi_{it} + \delta_0' z_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (16)$$

Le test de non-linéarité non restant est simplement défini par $H_0: \theta_1 = 0$. Notons SCR_0 comme la somme des carrés des résidus du panel sous H_0 (ie. Dans le modèle PSTR avec une fonction de transition) et SCR_1 comme la somme des carrés des résidus du modèle transformé (eq 16). Comme dans le cas précédent, les statistiques F, LMF peuvent être calculé dans le même sens. Etant donné un

PSTR avec r^* fonctions de transitions, nous testons l'hypothèse nulle $H_0: r = r^*$ contre $H_1 = r^*+1$. Si H_0 n'est pas rejeté, la procédure s'arrête. Sinon, l'hypothèse nulle $H_0: r=r^*+1$ est testée contre $H_1: r=r^*+2$.

La procédure du test continue jusqu'à l'acceptation de H_0 . Etant donné l'aspect séquentiel de la procédure du test, à chaque étape de la procédure, le niveau de significativité doit être réduit par un facteur constant z tel que $0 < z < 1$, pour éviter les modèles excessivement large. Comme suggéré par González et al. (2005), nous supposons $z=0,5$.

Test de robustesse

Il s'agira pour nous de tester la robustesse des résultats de notre modèle PSTR en estimant une équation de croissance non linéaire en fonction du taux d'inflation à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) sur panel dynamique (Arellano et Bond, 1991, Arellano et Bover, 1995, et Blundell et Bond, 1997). Cette méthodologie présente entre autres l'avantage de contrôler les biais d'endogénéité liés à l'inflation et aux autres variables de contrôle. En contrepartie, elle ne permet plus de représenter une transition lisse.

L'équation de la régression se présente alors sous la forme suivante :

$$y_{it} = \alpha_i + \theta_1 \pi_{it-1} + \theta_2 \pi_{it-1}^2 + \theta_3 X_{it} + v_{it} \quad (17)$$

Où v_{it} représente le terme d'erreur, les autres variables étant définies précédemment. L'équation (17) contient la variable d'inflation au carré, qui permet de prendre en compte la non linéarité dans l'équation de croissance. Cette spécification permet également de déterminer l'effet marginal de l'inflation sur la croissance du niveau de développement financier.

L'idéal aurait été de calculer l'estimateur des PSTR à l'aide de la méthode des moments généralisés. Toutefois, les propriétés statistiques d'un tel estimateur ne sont pas encore connues avec certitude. La méthode d'instrumentation reposera donc ici sur l'utilisation des variables retardées. Puisque l'inflation peut être considérée comme endogène, nous utilisons les valeurs retardées à partir de la deuxième période comme instruments, tandis que les autres

variables supposées être faiblement exogènes (au sens de Arellano et Bond, 1991) seront instrumentées par les retards à partir de la première période.

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial \pi_{i,t-1}} = \theta_1 + 2\theta_2 \pi_{i,t-1} \quad (18)$$

L'effet marginal de l'inflation sur la croissance est linéaire dans le modèle quadratique ; ce qui traduit une perte d'information comparativement au modèle PSTR, où l'élasticité est une fonction non linéaire du développement financier. Les résultats de l'estimation de l'équation de croissance à l'aide de l'estimateur des moments généralisés (Generalized Method of moments, GMM) sont présentés dans le Tableau 2.

Données et Procédure d'estimation

Pour nos analyses empiriques, nous avons sélectionné des données de 53 pays africains pour la période 1998-2013. Les données socio-économiques de cette étude proviennent essentiellement de la Banque Mondiale (World Développement Indicators). Pour celles de l'indépendance de la banque centrale, nous les indices de Dincer et Eichengreen (2014).

Comme relevé dans la littérature, une variété des facteurs peuvent influencer la croissance économique de long terme du pays. Par conséquent, la littérature sur les déterminants de la croissance n'a pas fourni une direction précise aux chercheurs empiriques. Cependant, certaines variables macroéconomiques et institutionnelles clés ont été fréquemment utilisées dans les travaux précédents. L'étude récente de Lopez-Villavicencio et Mignon (2011) montre que l'effet de toutes ces variables est significatif à la fois pour les pays développés et pays en développement et confirme les prédictions de la théorie économique. Nous suivons la même démarche au regard de la sélection des variables de notre analyse économétrique.

Les variables de contrôle retenues sont : le niveau initial du PIB par habitant pour capter la convergence conditionnelle dans l'esprit de la théorie néoclassique de la croissance économique (Solow, 1956 ; Barro et Sala-i-Martin, 1995) ;

ouverture commerciale mesurée comme le ratio des importations plus les exportations sur le PIB ; le ratio des dépenses publiques comme un indicateur de la taille de l'Etat ; l'investissement, mesure comme le ratio de la formation brute du capital fixe sur le PIB ; la croissance démographique pour appréhender l'impact de la dynamique de la population.

La qualité institutionnelle: Il existe plusieurs mesures de l'environnement institutionnel, nous retiendrons la qualité de l'institution chargée de lutter contre l'inflation, la Banque Centrale. Elle sera appréhendée par le degré d'indépendance de la Banque Centrale.

Notre principale variable d'intérêt est le taux d'inflation, défini comme le taux de croissance de l'indice de prix à la consommation (IPC) pour mesurer l'effet de l'instabilité des prix sur la croissance économique. Notre variable endogène est le taux de croissance du PIB par habitant au prix constant 2000. Suivant Levine et al. (2000), Breck et al. (2000) et Lopez-Villavicencia et Mignon (2011), et pour éviter l'influence de la dynamique économique idiosyncratique à la fréquence du cycle des affaires aussi bien que de contrôle du mouvement cyclique de la production, nous utilisons la moyenne d'intervalle de cinq ans.

Statistiques descriptives

Le tableau 1 montre les statistiques descriptives de l'ensemble des données (en 5 ans pour la période 1998-2010). Comme il est évident de le constater, le taux de croissance annuelle varie entre -8% et 17,5% tandis que le PIB initial par tête varie entre 132,28\$ et 6160,15\$ pour les pays africains.

De même, les taux de croissance démographique se situent entre -0,878% et 6,423%, l'ouverture commerciale se situe entre 8,002% et 237,484 %, la formation du capital se situe entre 2% et 67%, les dépenses publiques se situent entre 4% et 41%, et la moyenne annuelle du taux d'inflation se situe entre -1,5 % et 33,3 % pour la période de temps sélectionné. Les grandes différences entre les valeurs minimales et les valeurs maximales entraînent des écarts types élevés pour les variables. Tous ces résultats justifient l'utilisation du

modèle PSTR dans notre étude. Comme l'estimation du PSTR prend en compte l'hétérogénéité des pays, nos résultats estimés ne sont pas affectés par les grands écarts types des variables retenues.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des différentes variables

Variable	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Taux de Croissance du PIB/habitant	0,016	0,023	-0,084	0,1756
PIB Initial/habitant	564,81	316,25	132,28	6 160,15
Taux de croissance démographique	2,432	0,652	-0,878	6,423
Ouverture Commerciale	65,103	36,047	8,002	237,848
Investissement	21,671	6,989	2,324	66,371
Dépenses publiques	15,378	6,413	4,284	41,004
Inflation	2,227	0,9443	-1,494	33,3
Indépendance de la banque Centrale	0,51	0,04	0,20	0,68

4. Résultats et Discussion

Nous présentons ici les principaux résultats de notre relation inflation-croissance qui ont été obtenus à partir du modèle PSTR. Les estimations ont été faites à l'aide du logiciel RATS 8.2. Le PSTR commence par la détermination du degré de non-linéarité et le nombre de seuil (pas d'hétérogénéité restante), nos résultats préliminaires nous guident pour la sélection du nombre de fonctions de transitions. La statistique LMF du test de non-linéarité rejette l'hypothèse de linéarité dans toutes les spécifications. Nos résultats basés sur l'analyse de la somme des carrés résiduels et critère d'information montrent que dans notre

cas, le niveau de seuil et le nombre de fonction de transition est égal à 1. Cela signifie que le faible nombre de fonction de transition est suffisant pour caractériser la non-linéarité entre le taux d'inflation et la croissance économique en utilisant plusieurs variables de seuil.

Le tableau 2 présente les résultats pour toutes les spécifications. Notre spécification basée sur l'estimation linéaire à effet fixe indiquant un effet de l'inflation sur la croissance. Le modèle linéaire est utilisé comme référence pour d'autres spécifications, et il montre que l'effet de l'inflation est négatif et significatif. De manière générale, toutes les variables sont significatives avec les signes attendus avec la théorie économique. Notons également que le signe des variables de contrôles est aussi robuste dans les modèles retenus (PSTR et Effet fixe). Notre variable principale d'intérêt, l'inflation apparaît avec un signe négatif montrant l'effet contraire de l'inflation sur la croissance. Cet effet négatif a été largement reconnu dans la littérature empirique précédente. La croissance du PIB initiale est significative avec un signe négatif. Le signe négatif soutient l'hypothèse de la convergence conditionnelle de la théorie néo-classique de la croissance. Toute chose étant égale par ailleurs, les pays avec un PIB initial élevé ont tendance à croître moins que les pays à faible revenu. La différence entre le revenu initial et la croissance stationnaire est ainsi un déterminant important de la croissance courante d'une économie.

La variable croissance démographique apparaît aussi avec un signe négatif, ce renvoie au fardeau du surpeuplement sur la croissance de long terme. Bien que ce ne soit pas significatif dans la première spécification, il devient significatif dans le reste des modèles. Le taux de croissance de la population élevé décroît le rapport capital-travail dans l'économie et entraîne une croissance faible.

Il en est de même avec les dépenses publiques, un niveau de dépenses publiques élevé entraîne une réduction de l'efficacité de l'investissement privé qui inhibe la croissance économique (Barro et Sala-i-Martin, 1995). Le signe négatif de cette variable souligne aussi l'inefficacité des dépenses publiques qui étouffent

la productivité de l'investissement privé et entrave la croissance économique. Cependant, la relation négative entre les dépenses publiques et la croissance économique ne fait pas l'unanimité dans la littérature (Barro 1990 ; Barro 1991).

Ensuite, la variable investissement est aussi significatif et apparait avec le signe attendu dans le tableau 2. Ceci montre une relation directe entre l'accumulation physique du capital et la croissance économique. En effet, les premières théories de croissance comme le modèle de Solow montrent un rôle crucial de l'investissement dans le processus de rattrapage parmi les pays développés et en développement.

Le signe de la variable ouverture commerciale est aussi positif expliquant le fait que les économies ouvertes tendent à croître plus rapidement que les économies fermées. Les économies ouvertes reçoivent les flux du capital physique et les connaissances de l'étranger, ceci facilite leur processus de croissance. Un degré d'ouverture élevé facilite l'adoption de nouvelles technologies et leur imitation dans le marché domestique. Tout ceci explique leur taux de croissance plus élevé en comparaison avec les économies fermées.

Comme mentionné plus haut, la spécification linéaire montre un impact global négatif de l'inflation sur la croissance. Néanmoins, cette spécification linéaire a été largement critiquée par les recherches empiriques à la suite des résultats non linéaires de Fisher (1993). Pour prendre en compte des effets non linéaires possibles de l'inflation, nous estimons une relation non-linéaire utilisant les modèles à effet fixe et PSTR. Dans la deuxième spécification du tableau 2, nous ajoutons une variable d'interaction, l'inflation au carré pour capter les effets non-linéaires utilisant les modèles à effet fixes. Les résultats du modèle non linéaire montrent qu'il existe un seuil dans les effets de l'inflation. Le terme inflation au carré est négatif et significatif. Ceci implique que l'inflation à un niveau modéré, exerce un effet positif sur la croissance de long terme tandis qu'après ce seuil, les effets deviennent négatifs. En présence de rigidité de salaire nominal, l'inflation stimule le marché de travail en facilitant la diminution du salaire réel à la suite d'un choc d'offre (Card et Hyslop, 1996). Toutes les

autres variables gardent les mêmes signes et significativité comme avec la première spécification.

Toutefois, la relation non-linéaire trouvée dans la deuxième spécification masque quelques caractéristiques importantes concernant le type de nonlinéarité. Ceci inclut le nombre possible de régimes et transition d'un régime à un autre. De plus, il donne aussi des estimations qui sont fixes pour tous les pays sélectionnés et les périodes de temps. Toutes ces déficiences des modèles à effets fixes ont été comblées par notre modèle PSTR. Les résultats sont reportés dans la troisième spécification. La valeur du paramètre seuil est de 8,20%, l'effet de l'inflation en dessous de ce niveau est positif pour les pays africains tandis qu'au-dessus de ce niveau, la croissance est entamée. Ce seuil est cependant faible par rapport à ceux obtenus par Khan et Senhadji(2001) et Drukker et al. (2005) pour les pays en développement de même que celui trouvé par Mubarik (2005) pour le Pakistan et supérieur à celui trouvé Lee et Wong (2005) en Taïwan. Ainsi, nos résultats soutiennent le niveau de l'inflation pour une croissance élevée.

D'après ces résultats, le coefficient dans le second régime est β_0 et β_1 dans l'équation (9) est négatif : c'est $0,0218 - 0,0336 = -0,0118$.

Cela signifie que lorsque le taux d'inflation est supérieur à 8,15%, toutes choses étant égales par ailleurs, un accroissement du taux d'inflation de 1% réduit la croissance de 1,18%, où l'effet de la croissance de l'inflation est positif pour le premier régime. Néanmoins, il y a une continuité de points entre les deux régimes extrêmes et l'élasticité est défini comme la moyenne pondérée des valeurs des paramètres β_0 et β_1 . Comme mentionné ci-dessus, le paramètre estimé β_j ne peut pas être directement interprété, mais leurs signes le sont. Par exemple, le paramètre β_0 est positif tandis que β_1 est négatif. Ceci implique que quand la variable de seuil (ie taux d'inflation) augmente, le lien entre la croissance économique et le taux d'inflation décroît.

Le niveau de l'inflation n'est pas la seule variable qui affecte la relation non linéaire entre l'inflation et la croissance économique. Il existe d'autres

mécanismes qui peuvent probablement amplifier ou apaiser les effets inverses de l'inflation sur la croissance. Nous examinons le rôle joué par des facteurs institutionnels dans le changement de la nature et l'intensité de la relation entre l'inflation et la croissance. Les résultats de ce canal du modèle PSTR sont reportés dans la colonne 5 dans du tableau 2.

La colonne 5 présente les résultats des effets de l'inflation pour les pays africains avec les niveaux différents des variables intentionnelles. Les résultats du modèle PSTR montre un seuil de 0,48 de la qualité institutionnelle. Le signe de la variable d'interaction est négatif ; les pays avec des indices d'indépendance de la banque centrale inférieurs au seuil éprouvent les effets moins sévères d'inflation que les économies ayant des indices de dépendance de la banque centrale plus élevés que le niveau seuil. La valeur du paramètre de pente est moins qu'une indication, une transition lisse entre les deux régimes. Nos résultats montrent que les effets totaux de l'inflation sur la croissance sont 0,26% plus fortes pour les économies ayant un niveau indice d'indépendance de la banque centrale supérieur au seuil.

Tableau 2 : Résultats du modèle PSTR et de la méthode des Moments généralisés (GMM) de la relation Inflation-croissance pour tous les pays africains

	Inflation			Institution		
	Modèle linéaire (1)	Effets fixes (2)	PSTR (3)	GMM (4)	PSTR (5)	GMM (6)
PIB Initial	-0,0264** (-2,32)	0,0352** (-2,61)	-0,0328*** (-3,33)	-0,0286** (-2,76)	-0,0307*** (-2,72)	-0,0215* (-2,51)
Taux de croissance démographique	-0,0026* (-1,74)	0,0015 (0,57)	-0,0006 (-0,22)	-0,0240** (-2,79)	0,0007 (0,51)	-0,0047* (-1,89)
Investissement	0,0022*** (3,72)	0,0006** (2,42)	0,0012*** (4,14)	-0,033** (-2,72)	0,0014*** (4,73)	0,0127 (0,091)
Ouverture	0,0007** (2,28)	0,0003** (2,14)	0,0005** (2,55)	0,009 (0,006)	0,0005*** (2,89)	0,0029** (1,98)
Dépenses Publiques	0,0012** (-2,47)	-0,0008** (-2,56)	-0,0014*** (-3,16)	-0,0015* (-1,78)	-0,0005* (-1,77)	-0,0005* (-1,88)
Indépendance Banque Centrale	0,003** (4,27)	0,012** (4,09)	0,008*** (8,05)	0,008 (0,14)	0,015** (6,19)	0,026*** (5,29)
Inflation	-0,0066** (-2,03)	0,0088** (3,19)	0,0219*** (3,27)	0,0188** (2,94)	0,0066*** (4,12)	0,0046** (3,48)
Variable d'Interaction			-0,0337*** (-5,89)	-0,005** (-2,89)	0,0027* (1,78)	0,0066** (1,98)
Inflation ²		-0,013*** (-7,27)	-0,009*** (-6,16)			
AR(1)				-2,92 (-0,005)		-3,91 (-0,003)
AR(2)				-0,86 (-0,387)		-0,78 (-0,417)
c			8,15		0,42	
γ			0,46		0,24	
LM _F			0,00002		0,00005	
R ²	0,45	0,49	0,48		0,47	

Notes : ***significativité à 1%, ** significativité à 5%, * significativité à 10%.

La période d'étude 1998-2010 est subdivisée en 6 sous-périodes de cinq années chacune et une septième de quatre années. La variable dépendante est le taux de croissance du PIB réel par tête. AR(1) : statistique d'Arellano-Bond du test d'auto corrélation des erreurs du premier ordre, avec la p-value entre parenthèses : l'hypothèse nulle est l'absence d'auto corrélation de premier ordre. AR(2) : statistique d'Arellano-Bond du test d'auto corrélation des erreurs de second ordre, avec la p-value entre parenthèses : l'hypothèse nulle est l'absence d'auto corrélation de second ordre. La valeur des t de student est entre parenthèses pour les tests sur les coefficients.

Tableau 3 : Résultats du modèle PSTR et de la méthode des Moments généralisés (GMM) de la relation Inflation-croissance selon le régime de change en Afrique.

			Inflation		Institution	
Pays ayant un régime de change flottant						
	Modèle linéaire	Effets fixes	PSTR	GMM	PSTR	GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inflation	-0,0046** (-2,14)	0,0084** (3,20)	0,0103*** (3,25)	0,0192** (2,87)	0,0064*** (4,19)	0,0044** (3,45)
Variable d'Interaction			-0,0323*** (-4,83)	-0,004** (-1,98)	-0,0017** (-1,98)	-0,0068** (-1,97)
c			7,85		0,38	
γ			0,41		0,29	
Pays ayant un régime de change fixe						
	Modèle linéaire	Effets fixes	PSTR	GMM	PSTR	GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inflation	-0,0037** (-1,99)	0,0085** (2,98)	0,0097*** (3,19)	0,0178** (2,94)	0,0060*** (4,15)	0,0038** (3,39)
Variable d'Interaction			-0,0307*** (-5,68)	-0,004** (-2,03)	-0,0024* (-1,78)	-0,0066** (-1,98)
c			9,45		0,43	
γ			0,38		0,23	

Notes : ***significativité à 1%, ** significativité à 5%, * significativité à 10%.

L'étape suivante consiste à la détermination de l'hétérogénéité de la relation inflation-croissance en regardant s'il existe des seuils différents entre des regroupements d'économies de mêmes caractéristiques. A cet égard, la nature du régime de change a été retenue. Nos résultats indiquent un taux d'inflation optimal de 7,85 % pour les économies à régime de change flottant et un taux d'inflation optimal de 9,45 % pour les économies à régime de change fixe. Dans un cas comme dans l'autre, nous sommes loin d'une stabilité complète de zéro pourcent d'inflation visé par les banques centrales africaines par pur mimétisme international.

Ghosh, Gulde et Wolf (2002) ont démontré que *les régimes de parité fixe vont de pair avec de meilleurs résultats en matière d'inflation* dans les pays en développement ou émergents, sauf dans ceux où le taux fixé est sous-évalué et dont les autorités ne peuvent neutraliser la croissance excessive de la monnaie provoquée par des excédents courants persistants et une accumulation parallèle de réserves. Les avantages en termes d'inflation tiennent pour beaucoup à la crédibilité de l'engagement formel pris par la banque centrale de défendre la parité.

Avec les régimes rigides, l'inflation est plus faible, l'instabilité du taux de change nominal et réel moins forte et l'ouverture commerciale plus large, autant de facteurs qui favorisent la croissance. Les taux de change flottants ne peuvent ni freiner l'inflation, ni réduire l'instabilité, ni favoriser l'intégration commerciale.

CONCLUSION

Notre étude fournit une nouvelle évidence de la non-linéarité de la relation inflation et croissance en utilisant le PSTR pour l'ensemble des pays africains pour la période 1998 -2010. Nos résultats ont confirmé la littérature récente selon laquelle la relation entre l'inflation et la croissance économique est non linéaire et qu'il existe un seuil au-dessus duquel l'inflation est nocive et en dessous duquel l'inflation favorise la croissance économique de long terme. Cependant, une estimation précise du niveau de seuil et l'environnement institutionnel qui influence cette non-linéarité n'avaient pas encore été examinés dans les travaux antérieurs.

Nous nous sommes intéressés à deux aspects de cette relation. Le seuil estimé pour tous les pays africains et les indicateurs institutionnels qui peuvent affecter le degré de sensibilité entre l'inflation et croissance. Nos résultats confirment ceux dans la littérature qui soutiennent que la relation inflation croissance est non linéaire. Notre seuil estimé est en cohérence avec les travaux récents de Lopez-Villavicencio et Mignon (2011) pour un ensemble de 44 pays et leurs investigations dans les effets directs seulement. Les résultats sont favorables

pour un taux d'inflation modéré sur une stabilité complète de zéro pourcent d'inflation visé par les banques centrales africaines.

Par ailleurs, le niveau d'indépendance de la Banque Centrale affecte le degré de sensibilité dans la relation inflation et croissance, nos résultats valident l'utilité de ce canal dans l'explication des différences dans l'intensité de la relation inflation et croissance. L'indépendance de la Banque Centrale apparaît comme un facteur principal responsable du changement de la non-linéarité de la relation inflation et croissance dans le temps et à travers différents pays. Le niveau d'indépendance des Banques centrales des pays africains détermine à la fois le taux d'inflation optimal et le coût du bien-être de l'inflation une fois qu'il dépasse ce seuil.

BIBLIOGRAPHIE

- Arellano M. et Bond S., (1991), « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *Review of Economic Studies*, Vol.58, PP.277-297.
- Arellano, M. and Bover, O. (1995), « Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error Components Models » *Journal of Econometrics* 68, 29-52.
- Barro R.J. (1990), « Government Spending in a Simple model of Endogenous growth » , *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5, p. 103 – 125.
- Barro R.J. (1991), « Economic Growth in a Cross-Section of Countries » *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, N°2, p. 07-43.
- Barro R. J. (1997), *Determinants of Economic Growth – A Cross-Country Empirical Study*, the MIT Press, Massachusetts Institute of Technology
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*. McGraw-Hill, New York.
- Beck, T., Levine, R., Loayza, N. (2000), « Finance and the sources of growth » *Journal of Financial Economics* N°58, p.261–300.

- Blundell, R. and Bond, S. (1997), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models». *Journal of Econometrics* 87, 115-143.
- Bruno, M. and Easterly W. (1995), « Inflation Crises and Long-Run Growth», World Bank Policy Research Working Paper N°1517
- Burdekin, R. C. K., Denzau A.T., Keil M.W., Sitthiyot T. and Willett D. (2000), « When Does Inflation Hurt Economic Growth? Different Nonlinearities for Different Economies». Working Papers in Economics. Claremont Colleges.
- Card, David and Dean Hyslop (1996), « Does Inflation grease the Wheels of the Labor Market? », NBER Working Paper N° 5538.
- De Gregorio, J. (1991), « The Effects of Inflation on Economic Growth: Lessons from Latin America», IMF Working Paper WP/91.
- De Gregorio, J. (1996) « Inflation, Growth, and Central Banks: Theory and Evidence » , World Bank Policy Research Working Paper 1575, Policy Research Department, Macroeconomics and Growth Division.
- Dincer, N. and Eichengreen, B. (2014), “Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures,” *International Journal of Central Banking* 10, pp.189-253.
- Drukker, D, Gomis-Porqueras, P. and Hernandez-Verme, P. (2005), « Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth: A New Panel-Data approach» <http://www.uh.edu/~cmurray/TCE/papers/Drukker.pdf>
- Egogh J.C. et Khan M. (2014), « On the nonlinear relationship between inflation and economic growth», *Research in Economics*, Volume 68, Issue 2, June 2014, Pages 133–143
- Fischer, I. (1920), *Stabilizing the dollar: A plan to stabilize the general price level without fixing individual prices*. New York: Macmillan Co.
- Fischer, S. (1993), « Inflation and Growth», NBER Working Paper N°1235.
- Ghosh A. R., Gulde A.M. and Wolf H. (2002), « exchange rate regimes: Choices and Consequences», Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Ghosh, A. and Phillips S. (1998), « Warning: Inflation may be Harmful to your Growth », IMF Staff Papers, Vol. 45, N° 4.
- Gomme, P. (1993), « Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model», *Journal of Monetary Economics* N°32, p. 51-77.

- Gonzalez A, Terrasvirta T, Dick Van Dijk (2005), « Panel Smooth Transition Regression Model», University of Technology Sydney.
- Granger, C.W.J. et Teräsvirta T. (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.
- Grimes, A. (1991), « The effects of inflation on growth: some international evidence», *Weltwirtschaftliches Archive*, Vol.78, N°2, p.276-283.
- Gylfason T., (1991), « Endogenous growth and inflation, institute for international economics studies», Seminar Paper N° 502, Stockholm University, Stockholm, Sweden.
- Gylfason T., et Herbertsson, T. (2001), « Does inflation matters for growth» *Japan and World Economy*, Vol.13, N°1, p.405-428.
- Hansen B., (1999), « Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference », *Journal of Econometrics*, vol. 93, N°2, p 345-368.
- Judson, R. et Orphanides A. (1996), « Inflation, Volatility and Growth,» Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, vol.96,N°19.
- Khan, M. S. et Senhadji A. S. (2001), « Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth», *IMF Staff Papers*, vol.48, N°1.
- Kormendi R.C. et McGuire P. G. (1985), « Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country Evidence», *Journal of Monetary Economics*, Vol.16, N° 2, p.141-63.
- Lee C. et Wong S.Y. (2005), Inflationary threshold effects in the relationship between financial development and economic growth: evidence from Taiwan and Japan. *Journal of Economic Development*, vol. 30, N°1, p.49-68.
- Levine, R., Loayza, N. et Beck, T., (2000), « Financial intermediation and growth: Causality and causes», *Journal of Monetary Economics* vol.46, p.31-77.
- López-Villavicencio, A. et Mignon, V. (2011), « On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter? », *Journal of Macroeconomics* vol.33, p.455-464.
- Mallik, G. et Chowdhury A. (2001), « Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South American Countries», *Asia-Pacific Development Journal*, vol 8, N°1, p.123-133.
- Mauro P. (1995), « Corruption and Growth», *Quarterly Journal of Economics*, vol.110, N°3, p.681-712.

- Mubarik, Yasir Ali (2005), « Inflation and Growth: An Estimate of the Threshold Level of Inflation in Pakistan», State Bank of Pakistan Research Bulletin, vol. 1, N°1.
- Pistor K., Wellons P. A, Sachs J. D, et Scott H. S. (1998), The Role of Law and Legal Institutions in Asian Economic Development, 1960- 1995 ,Oxford University Press.
- Rodrik D., Subramanian A., etTrebbi F. (2004), « Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Integration and Geography in Economic Development», Journal of Economic Growth, vol.9, N°2, p.131-165.
- Sarel, M. (1995), « Non-Linear Effects of Inflation on Economic Growth», IMF Working Paper No. WP/95/56.
- Sarel, M. (1996), Nonlinear effects of inflation on economic growth. International Monetary Fund Staff Papers, vol.43, N°2, p.199–215.
- Solow, R. (1956). « A Contribution to the Theory of Economic Growth. »Quarterly Journal of Economics, vol.70, p.65-94.
- Valdovinoz, C. G. F (2003), « Inflation and economic growth in the long run», Economic Letters vol.80,p. 167-173.