



Munich Personal RePEc Archive

Inflation-growth relationship in the West African Economic and Monetary Union (UEMOA): Search for new proof of causality

Agboton, Damien Joseph

Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management (ENEAM) de l'Université d'Abomey-Calavi(UAC)

24 May 2024

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/121080/>
MPRA Paper No. 121080, posted 27 May 2024 13:40 UTC

Relation inflation-croissance dans l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) : Recherche d'une nouvelle preuve de causalité

Auteur : Damien J. AGBOTON, Ingénieur Statisticien Economiste (ISE).

Résumé

Dans cet article, nous utilisons des techniques de causalité et de cointégration de panel récemment développées pour examiner la relation à long terme entre l'inflation et la croissance économique des 8 pays de l'UEMOA. Un panel de 256 observations a donc été constitué à partir de la base de données du FMI(WDI) et de la BCEAO. Nos résultats mettent en évidence une causalité unidirectionnelle entre l'inflation et la croissance économique et confortent le point de vue selon lequel un contrôle des dépenses publiques peut réduire l'inflation. La croissance économique est le principal canal par lequel la politique économique peut influencer sur l'inflation. Par ailleurs, une amélioration de la qualité de la main d'œuvre peut renforcer davantage la croissance économique.

Mots-clés : Inflation ; Croissance économique ; Causalité en panel ; Cointégration en panel ; UEMOA.

Abstract

In this article, we use recently developed panel causality and cointegration techniques to examine the long-run relationship between inflation and economic growth of the 8 WAEMU countries. A panel of 256 observations was therefore constituted from the IMF (WDI) and BCEAO database. Our results highlight a unidirectional causality between inflation and economic growth and support the view that public spending controls can reduce inflation. Economic growth is the main channel through which economic policy can influence inflation. Furthermore, improving the quality of the workforce can further strengthen economic growth.

Keywords : Inflation ; Economic growth; Panel causality; Panel cointegration ; WAEMU.

INTRODUCTION

Comme dans de nombreux pays industrialisés et en développement, l'un des objectifs les plus fondamentaux des politiques macroéconomiques est de maintenir une croissance économique élevée ainsi qu'une faible inflation. La question est de savoir si l'inflation exerce une influence causale sur la croissance économique. Bien que cette idée remonte au moins à Phillips (1958), la contribution fondamentale de Vikesh et Subrina (2004) a ravivé l'intérêt du sujet et donné une impulsion à la multiplication des recherches universitaires. Il existe de nombreuses analyses empiriques portant sur la relation entre inflation et croissance économique (voir par exemple Aydin et al. 2016, Ghosh & Philips 1998, Bruno & Easterly 1998, Khan, Semlali & Smith 2001, Drukker, Gomis-Porqueras & Hernandez-Verme 2005, Kremer, Bick & Nautz 2009., Vinayagathan 2013). Cependant, les tentatives empiriques utilisant des techniques de données transversales ou de panel pour étudier aussi précisément que possible l'impact de l'inflation sur la croissance économique n'a pas réussi à dégager un consensus ou une orientation claire. De plus, ces résultats reposent davantage sur la corrélation que sur la relation de causalité entre les deux variables.

En effet, plusieurs arguments théoriques permettent de souligner que la relation de causalité entre inflation et croissance ne peut être résolue uniquement par l'analyse de données transversales et de panel. Les résultats empiriques et les recommandations politiques varient et sont parfois contradictoires. Les études antérieures ne sont pas concluantes en termes de recommandations politiques pouvant être appliquées de manière cohérente dans tous les pays. Ces différences semblent résulter de différents ensembles de données, des caractéristiques spécifiques des pays et des différentes méthodologies utilisées. Bien que de nombreuses études récentes soutiennent l'école de pensée selon laquelle l'inflation retarde et influence négativement la croissance économique, des études antérieures affirmaient que l'inflation promeut la croissance. Les découvertes empiriques sur ce sujet dans la littérature existante se répartissent en quatre catégories : l'inflation n'a aucune influence sur la croissance économique (Wai 1959, Dorrance 1966, Sidrauski 1967, Cameron, Hum & Simpson 1996) ; l'inflation a un impact positif sur la croissance économique (Mallik & Chowdhury 2001, Rapach 2003, Benhabib & Spiegel 2009) ; l'inflation a une influence négative sur la croissance économique (Friedman 1956, Stockman 1981, Fischer 1983, Barro 1995, Valdovinos 2003) ; et l'inflation a un impact sur la croissance économique en termes de seuils spécifiques (Aydin et al. 2016, Ghosh & Philips 1998, Bruno & Easterly 1998, Khan, Semlali

& Smith 2001, Drukker, Gomis-Porqueras & Hernandez-Verme 2005, Kremer, Bick & Nautz 2009., Vinayagathan 2013).

Bien que de nombreuses études empiriques aient étudié la relation causale entre l'inflation et la croissance économique, les résultats de ces études restent ambigus. Ces études ont utilisé les tests de non-causalité de Granger et de cointégration de Johansen entre inflation et croissance économique et font état de résultats mitigés. Cela montre qu'il n'existe pas jusqu'à présent de consensus sur le rôle de l'inflation dans le processus de croissance économique. Cette absence de consensus est également vraie pour les études utilisant les données des pays de l'UEMOA.

Dans le cas spécifique de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), regroupement de huit (8) États ayant notamment en commun l'usage du franc CFA et la politique monétaire sous la conduite de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), la question des liaisons existant entre inflation et croissance économique revêt un intérêt particulier à plusieurs égards Combey et al.(2010). La crise ivoirienne a fait perdre tout espoir de retour rapide de la croissance économique (NOUBUKPO.,2012). Depuis 1989, la politique monétaire se fonde sur un recours accru aux mécanismes de marché, consacrant l'option d'une régulation indirecte de la liquidité bancaire. Un rôle primordial est ainsi accordé au taux d'intérêt qui devient l'instrument privilégié de la politique monétaire, en particulier depuis l'abandon de l'encadrement du crédit intervenu en janvier 1994. L'arrimage du FCFA à l'euro conduit le plus souvent la BCEAO à s'aligner sur les taux d'intérêt directeur de la Banque Centrale Européenne (BCE). Cette politique parfois contradictoire avec la conjoncture économique est porteuse de déséquilibres et de fragilités des économies de la zone CFA.

Mubarik et Riazuddin (2005) ont examiné une analyse de seuil pour le Pakistan et ont conclu qu'un taux d'inflation supérieur à 9 % avait un impact négatif sur la croissance économique. Erbaykal et Okuyan (2008) ont analysé la relation entre l'inflation et la croissance économique pour la Turquie, à l'aide de données trimestrielles allant du premier trimestre de 1987 au deuxième trimestre de 2006. Ils ont utilisé le test de cointégration et de causalité, le test des limites et le test WALD. Ils ont constaté qu'il n'existait aucune relation significative à long terme entre l'inflation et la croissance, mais qu'il existait une relation significative négative entre les deux variables à court terme. Ils ont également découvert une relation causale unidirectionnelle entre l'inflation et la croissance économique. Munir et Mansur (2009), en utilisant un ensemble de données de 1970 à 2005. Le modèle régressif (TAR) a

révéle qu'un taux d'inflation supérieur à 3,89 % avait un impact négatif sur la croissance économique, tandis qu'un taux d'inflation inférieur à ce seuil avait un impact positif sur la croissance. Ozdemir (2010) a examiné les liens dynamiques entre l'incertitude inflationniste, l'inflation et la croissance de la production au Royaume-Uni, en utilisant également des données trimestrielles du deuxième trimestre de 1957 au quatrième trimestre de 2006. La moyenne mobile fractionnellement intégrée autorégressive vectorielle (VARFIMA) a été réalisée pour examiner l'effet causal entre l'inflation et la croissance. L'auteur a divisé les données de l'échantillon en trois sous-périodes et a analysé l'ensemble des données de l'échantillon et des sous-périodes. Le résultat pour l'ensemble de l'échantillon a révélé que l'incertitude inflationniste détermine la croissance économique. Plus récemment, DJIOGAP C. (2016) a mené une étude sur 53 pays africains sur la période allant de 1980 à 2013. Les résultats montrent qu'il existe une relation non linéaire entre l'inflation et la croissance et l'impact de l'inflation sur la croissance est plus sévère dans les pays à faible qualité institutionnelle.

Dans cette étude, nous apportons notre contribution au débat sur la relation entre l'inflation et la croissance économique de trois manières.

Premièrement, nous utilisons des méthodes de panel¹ récemment développées pour tester les racines unitaires (Im et al, 2003, Maddala et Wu, 1999 et Pesaran, 2005), la cointégration (MCO entièrement modifiée et MCO dynamique), en utilisant un échantillon large et homogène pendant 30 ans sur les pays de l'UEMOA. Ces méthodes évitent les problèmes de faible puissance associés aux tests traditionnels de racine unitaire et de cointégration. La mise en commun augmente considérablement la taille de l'échantillon, permettant des degrés de liberté plus élevés et donc plus précis et statistiquement fiables. Cela réduit également la colinéarité entre les régresseurs. À notre connaissance, il n'existe pas d'études récentes dans la zone UEMOA qui ont utilisé les tests de cointégration en panel.

Le deuxième apport de l'étude est l'utilisation d'indicateurs de la qualité institutionnelle.

¹ : *L'utilisation d'un panel homogène permet d'éviter les biais de panel hétérogène dû à l'existence d'effets de seuils qui pourraient perturber la relation entre inflation et croissance économique.*

La définition de la gouvernance, au niveau macroéconomique, nécessite des indicateurs à caractère qualitatif. L'indice global de gouvernance est une moyenne des six indicateurs agrégés : contrôle de corruption, l'efficacité gouvernementale, l'état de droit, la qualité de la réglementation, la stabilité politique et l'absence de violence et les voix citoyennes et les responsabilisations (Kaufman, Kraay et Mastruzzi, 2003).

La relation entre la gouvernance et la croissance économique ne cesse de gagner d'intérêt depuis les années 1990, tant en science économique qu'au sein de la communauté internationale. La nécessité d'améliorer la qualité de la gouvernance est devenue un impératif des bailleurs de fonds, étant donné la rareté des sources de financement et l'exigence de la compétitivité des économies dans le cadre de la mondialisation. Aussi, plusieurs travaux théoriques et empiriques ont-ils été menés pour montrer la relation entre la qualité de gouvernance et la croissance économique. Les plus répandus sont ceux réalisés par la Banque Mondiale, en particulier par Kaufman (1996) et Mauro (1995).

La troisième contribution réside dans le fait que nous tentons de résoudre la question de la causalité, c'est-à-dire de savoir si un meilleur fonctionnement de la politique monétaire ou de l'Etat exerce une influence causale sur la croissance ou vice versa, en utilisant la méthodologie de Pesaran, Shin et Smith (1999). Les vecteurs de cointégration sont estimés à l'aide de la procédure OLS dynamique (DOLS) complétée par la procédure Fully Modified OLS (FMOLS), qui permettent d'obtenir des estimateurs cohérents et efficaces de la relation de long terme, traitent de l'endogénéité des régresseurs et prennent en compte l'intégration et la cointégration des données.

Le reste de l'article est organisé comme suit : La section 2 présente une brève revue de littérature et l'approche empirique utilisée pour étudier la relation entre l'inflation et la croissance économique. La section 3 discute des principales conclusions et de la robustesse. Enfin, la section 4 résume et conclut.

2. LA LITTÉRATURE EMPIRIQUE SUR L'INFLATION ET LA CROISSANCE

La relation entre inflation et croissance a été bien analysée, avec des résultats divergents. Malla (1997), par exemple, a examiné l'impact de l'inflation sur la croissance dans 11 pays de l'OCDE et d'Asie à l'aide d'une analyse de panel. Le résultat a montré que pour les pays de l'OCDE, il n'y avait pas de relation entre inflation et croissance, contrairement aux théories

sur l'inflation et la croissance. Cependant, pour les pays asiatiques, il existait une relation négative significative entre inflation et croissance. Bruno et Easterly (1998), tout en utilisant le modèle de seuil pour 26 pays, ont établi qu'un taux d'inflation plus élevé retarde la croissance et qu'une inflation plus faible coûte moins cher à l'économie. Un pays est en crise d'inflation élevée lorsque son inflation dépasse le seuil de 40 %. Les données concernant le seuil exact d'inflation qui est préjudiciable ou bénéfique à la croissance économique ne sont pas concluantes, même lorsque le même groupe de pays est analysé. Khan et Senhadji (2001) ont analysé l'effet de seuil de l'inflation sur la croissance économique de 140 pays industrialisés et en développement à l'aide d'une méthode des Moindres carrés non linéaire. En utilisant l'ensemble de données de 1960 à 1998, ils ont prédit un seuil d'inflation, en termes d'atteinte du taux de croissance souhaité, de 1 à 3 pour cent pour les pays industrialisés et de 7 à 11 pour cent pour les pays en développement. La même année, Gylfason et Herbertsson (2001) ont analysé 170 pays industrialisés et en développement de 1960 à 1992 à l'aide d'une régression de panel. Ils ont constaté qu'un taux d'inflation compris entre 10 et 20 pour cent avait un effet négatif sur la croissance économique. Gillman, Harris et Mátyás (2004) ont évalué le lien entre l'inflation et la croissance pour un panel de 29 pays membres de l'OCDE et de 18 pays membres de l'APEC de 1961 à 1997, en utilisant les méthodes de cointégration et d'effets fixes et aléatoires de Pearson. Ils ont également constaté un effet inflation-croissance négatif, qui était plus marqué lorsque les niveaux d'inflation étaient faibles. L'effet négatif de l'inflation pour les pays de l'OCDE est significatif et les résultats sont similaires pour les pays de l'APEC. Mubarik et Riazuddin (2005) ont examiné une analyse de seuil pour le Pakistan et ont conclu qu'un taux d'inflation supérieur à 9 % avait un impact négatif sur la croissance économique. Erbaykal et Okuyan (2008) ont analysé la relation entre l'inflation et la croissance économique pour la Turquie, à l'aide de données trimestrielles allant du premier trimestre de 1987 au deuxième trimestre de 2006. Ils ont utilisé le test de cointégration et de causalité, le test des limites et le test WALD. Ils ont constaté qu'il n'existait aucune relation significative à long terme entre l'inflation et la croissance, mais qu'il existait une relation significative négative entre les deux variables à court terme. Ils ont également découvert une relation causale unidirectionnelle entre l'inflation et la croissance économique. Munir et Mansur (2009), en utilisant un ensemble de données de 1970 à 2005. Le modèle régressif (TAR) a révélé qu'un taux d'inflation supérieur à 3,89 % avait un impact négatif sur la croissance économique, tandis qu'un taux d'inflation inférieur à ce seuil avait un impact positif sur la croissance. Ozdemir (2010) a examiné les liens dynamiques entre l'incertitude inflationniste, l'inflation et la croissance de la production

au Royaume-Uni, en utilisant également des données trimestrielles du deuxième trimestre de 1957 au quatrième trimestre de 2006. La moyenne mobile fractionnellement intégrée auto-régressive vectorielle (VARFIMA) a été réalisée pour examiner l'effet causal entre l'inflation et la croissance. L'auteur a divisé les données de l'échantillon en trois sous-périodes et a analysé l'ensemble des données de l'échantillon et des sous-périodes. Le résultat pour l'ensemble de l'échantillon a révélé que l'incertitude inflationniste détermine la croissance économique. En outre, l'incertitude relative à la croissance de la production a un impact positif sur le taux d'inflation et le taux de croissance de la production, mais aucune relation n'a été trouvée pour l'analyse par sous-période. L'incertitude inflationniste est donc l'un des déterminants les plus cruciaux de la croissance économique. Odhiambo (2011) a également examiné la relation causale entre l'inflation, l'investissement et la croissance économique en Tanzanie. Il a découvert un flux causal unidirectionnel allant de l'inflation à la croissance économique.

Abbott et De Vita (2011) ont étudié l'impact de l'inflation sur la croissance sous différents régimes de change pour 125 pays de 1980 à 2004. Ils ont utilisé une analyse de panel et ont constaté que les pays en développement qui ont adopté des régimes de change flexibles ont connu une croissance inférieure à celle des pays qui ont adopté des régimes de change fixes ou intermédiaires. Akgul et Ozdemir (2012) ont évalué la relation non linéaire entre inflation et croissance pour la Turquie. Ils ont constaté qu'un seuil d'inflation de 1,26 % est approprié pour la croissance économique. Un taux d'inflation supérieur à 1,26 % a eu un impact négatif sur la croissance, tandis qu'un taux inférieur à 1,26 % a eu un impact positif sur la croissance. Kremer et coll. (2013) ont réalisé une autre étude portant sur 124 économies industrialisées et non industrialisées en utilisant le modèle de seuil de panel dynamique. Ils ont trouvé un seuil de 2 pour cent pour les pays industrialisés et de 17 pour cent pour les pays non industrialisés ; tout taux supérieur à ce niveau était préjudiciable. La même année, Vinayagathan (2013) a analysé 32 pays asiatiques en utilisant la même méthodologie d'analyse de seuil dynamique, et un seuil de 5,43 % a été déterminé. Un taux supérieur au seuil a un impact négatif sur la croissance, tandis qu'un taux inférieur au seuil n'a pas d'effet significatif sur la croissance. Tung et Thanh (2015), utilisant une méthodologie des moindres carrés en deux étapes pour les données du Vietnam de 1986 à 2013, ont constaté qu'un taux d'inflation supérieur à 7 % avait un impact négatif sur la croissance économique. Une étude très récente menée par Baharumshaha et al. (2016) sur l'inflation, l'incertitude inflationniste et la croissance économique dans 94 pays émergents et en développement ont utilisé la méthode des moments

généralisés (SGMM). L'étude révèle que l'inflation nuit à la croissance uniquement dans les pays ne connaissant pas de crise inflationniste, et que l'incertitude inflationniste favorise effectivement la croissance. Une inflation élevée favorise une croissance négative, et un taux d'inflation faible favorise une croissance élevée. Le coût négatif du fait de ne pas maîtriser l'inflation dépasse les avantages positifs de l'incertitude dans les pays sans crise inflationniste, dans les trois régimes. Ils ont également constaté que l'incertitude inflationniste a un effet positif sur la croissance par mesure de précaution lorsque l'inflation atteint des fourchettes modérées (5,6 à 15,9 %).

En ce qui concerne l'Impact de l'inflation sur la croissance, Il n'a pas été prouvé qu'une inflation modérée exerce un impact positif notable sur la croissance. Les taux de croissance réelle en période d'inflation relativement élevée se sont parfois avérés surprenants, et bien meilleur que les chiffres enregistrés dans des pays apparemment comparables ayant réussi à contenir l'inflation. Le tableau 1 ci-dessous examine la croissance dans plusieurs pays ayant respectivement connu des épisodes d'inflation élevé, voire d'hyperinflation, ou des taux d'inflation faibles ou modérés. En dépit des événements historiques d'inflation dans la zone UEMOA depuis 1990 et au regard des normes économiques en matière d'inflation, nous considérons ici comme inflation faible, une inflation inférieure à 4% ; inflation modérée, une inflation comprise entre 4% et 11% t l'hyperinflation lorsque l'inflation est supérieure à 11%. Les taux d'hyperinflation et d'inflation très élevée ont été généralement associé à la baisse de croissance ou à la récession dans les économies ouvertes, bien qu'il existe des exceptions à la règle, comme au Bénin et Togo entre 1994 et 1995.

Les taux faibles d'inflation ont été souvent accompagnés d'une croissance économique rapide, comme en Côte d'Ivoire entre 2013 et 2021, au Burkina-Faso entre 1996 et 2007 et au Bénin entre 1990 et 1993, exception faite au Mali, Sénégal et Togo entre 1990 et 1993, période marquée par de vives instabilités politiques et économiques. On constate en général selon ces statistiques que l'inflation est relativement faible dans la zone UEMOA et à priori semble corrélée négativement avec la croissance économique sous réserve des investigations économétriques que nous ferons dans les prochaines sections.

TABLEAU 1. GRAPPES D'INFLATION DANS L'UEMOA

Pays	Années	Inflation faible		Inflation modérée		Inflation élevée/Hyperinflation	
		Inflation(%)	Croissance(%)	Inflation(%)	Croissance(%)	Inflation(%)	Croissance(%)
Bénin	1990-1993	0,41	5,5				
	1994-1995					26,5	4,03
	1996-2007	3,16	4,56				
	2008-2012			4,1	3,42		
	2013-2021	0,64	5,43				
Burkina-Faso	1990-1993	3,09	3,04				
	1994-1995					16,32	3,52
	1996-2007	2,45	6,35				
	2008-2012	3,82	6,06				
	2013-2021	0,8	5,26				
Cote d'Ivoire	1990-1993	1,82	-0,37				
	1994-1995					20,19	3,97
	1996-2007	2,9	1,75				
	2008-2012	2,95	3,5				
	2013-2021	1,27	7,11				
Guinée-Bissau	1990-1993					52,07	3,6
	1994-1995					30,27	3,8
	1996-2007			10,69	0,9		
	2008-2012	3,7	3,51				
	2013-2021	0,93	3,3				
Mali	1990-1993	-1,02	2,3				
	1994-1995					18,31	2,35
	1996-2007	1,98	5,75				
	2008-2012	4,2	3,45				
	2013-2021	0,52	4,23				
Niger	1990-1993	-3,57	0,14				
	1994-1995					23,3	2,16
	1996-2007	2,21	3,44				
	2008-2012	3,22	6,24				
	2013-2021	1,38	5,02				
Sénégal	1990-1993	-0,53	1,15				
	1994-1995					20,8	2,71
	1996-2007	1,89	3,77				
	2008-2012	2,23	3,04				
	2013-2021	1,05	5,22				
Togo	1990-1993	0,45	-5				
	1994-1995					27,8	11,41
	1996-2007	2,68	2,48				
	2008-2012			4	5,73		
	2013-2021	1,13	5,01				

Pays	Années	Inflation faible		Inflation modérée		Inflation élevée/Hyperinflation	
		Inflation(%)	Croissance(%)	Inflation(%)	Croissance(%)	Inflation(%)	Croissance(%)
Bénin	1990-1993	0,41	5,5				
	1994-1995					26,5	4,03
	1996-2007	3,16	4,56				
	2008-2012			4,1	3,42		
	2013-2021	0,64	5,43				
Burkina-Faso	1990-1993	3,09	3,04				
	1994-1995	16,32	3,52				
	1996-2007	2,45	6,35				
	2008-2012	3,82	6,06				
	2013-2021	0,8	5,26				
Cote d'Ivoire	1990-1993	1,82	-0,37				
	1994-1995					20,19	3,97
	1996-2007	2,9	1,75				
	2008-2012	2,95	3,5				
	2013-2021	1,27	7,11				
Guinée-Bissau	1990-1993					52,07	3,6
	1994-1995					30,27	3,8
	1996-2007			10,69	0,9		
	2008-2012	3,7	3,51				
	2013-2021	0,93	3,3				
Mali	1990-1993	-1,02	2,3				
	1994-1995					18,31	2,35
	1996-2007	1,98	5,75				
	2008-2012	4,2	3,45				
	2013-2021	0,52	4,23				
Niger	1990-1993	-3,57	0,14				
	1994-1995					23,3	2,16
	1996-2007	2,21	3,44				
	2008-2012	3,22	6,24				
	2013-2021	1,38	5,02				
Sénégal	1990-1993	-0,53	1,15				
	1994-1995					20,8	2,71
	1996-2007	1,89	3,77				
	2008-2012	2,23	3,04				
	2013-2021	1,05	5,22				
Togo	1990-1993	0,45	-5				
	1994-1995					27,8	11,41
	1996-2007	2,68	2,48				
	2008-2012			4	5,73		
	2013-2021	1,13	5,01				

Source : Investigations de l'auteur à partir des données de la BCEAO

METHODOLOGIE EMPIRIQUE

1.1 TESTS DE RACINE UNITAIRE EN PANEL

Avant de passer aux techniques de cointégration, nous devons vérifier que toutes les variables sont intégrées dans le même ordre. Pour ce faire, nous avons utilisé les tests de première génération de racine unitaire de panel dus à Im, Pesaran et Shin (2003) et le test de deuxième génération de racine unitaire de panel de Levin, Lin et Chu (1993). Les tests proposés par IPS permettent de résoudre le problème de corrélation sérielle de Levin et Lin en supposant une hétérogénéité entre les unités dans un cadre de panel dynamique. L'équation de base pour les tests de racine unitaire du panel pour IPS est la suivante :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta y_{i,t} + \varepsilon_{it} ; i = 1, 2, \dots, N; T = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

Où $y_{i,t}$ représente chaque variable considérée dans notre modèle, α_i est l'effet fixe individuel et est sélectionné pour rendre les résidus non corrélés dans le temps. L'hypothèse nulle est que $\rho_i = 0$ pour tout i versus l'hypothèse alternative $\rho_i < 0$ pour certains $i = 1, \dots, N_1$ et $\rho_i = 0$ pour $i = N_1 + 1, \dots, N$.

La statistique IPS est basée sur la moyenne des statistiques individuelles augmentées de Dickey-Fuller (ADF), ci-après et peut être écrite comme suit :

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (t_{iT}), \quad (2)$$

Où t_{iT} est la t-statistique d'ADF pour le pays i sur la base de la régression ADF spécifique au pays, comme dans l'équation (1). IPS montre que sous l'hypothèse nulle de non stationnarité dans le cadre des données de panel, la \bar{t} -statistique suit asymptotiquement la distribution normale standard. La statistique standardisée t_{IPS} est exprimée comme suit :

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{n} \left(\bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT} / \rho_i = 0] \right)}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{iT} / \rho_i = 0]}} \quad (3)$$

1.2 TEST DE COINTEGRATION EN PANEL

Une fois l'ordre de stationnarité définie, nous appliquons le test de cointégration de Pedroni.

En effet, comme la racine unitaire de panel IPS, les tests de cointégration de panel proposés par Pedroni (1999) prennent également en compte l'hétérogénéité en utilisant des paramètres spécifiques qui peuvent varier entre les individus de l'échantillon. La prise en compte d'une telle hétérogénéité constitue un avantage car il est illusoire de supposer que les vecteurs de cointégration sont identiques entre les individus du panel. La mise en œuvre du test de cointégration de Pedroni nécessite d'estimer au préalable la relation de long terme suivante :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1,it} + \beta_{2i} x_{2,it} + \dots + \beta_{Mi} x_{M,it} + \varepsilon_{it} ; \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T; m = 1, \dots, M$$

Où N fait référence au nombre d'individus dans le panel ; T fait référence au nombre d'observations dans le temps ; M fait référence au nombre de variables exogènes.

La structure des résidus estimés est la suivante :

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{\rho}_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \hat{u}_{it}. \quad (5)$$

Pedroni a proposé sept statistiques différentes pour tester la cointégration des données de panel. Sur ces sept statistiques, quatre sont basées sur la mise en commun, ce que l'on appelle la dimension « Within » et les trois dernières sont basées sur la dimension « Between ». Les deux types de tests se concentrent sur l'hypothèse nulle de non-cointégration. Cependant, la distinction vient de la spécification de l'hypothèse alternative. Pour les tests basés sur « Within », l'hypothèse alternative est $\rho_i = \rho < 1$ pour tout i, tandis que concernant les trois dernières statistiques de test qui sont basées sur la dimension « Between », l'hypothèse alternative est $\rho_i < 1$ pour tout i.

La distribution d'échantillons finis pour les sept statistiques a été tabulée par Pedroni via des simulations de Monte Carlo. Les tests statistiques calculés doivent être inférieurs à la valeur critique tabulée pour rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

1.3 Estimation de la relation de cointégration

Bien que la méthode de Pedroni nous autorise à tester la présence de cointégration, elle ne peut pas nous fournir une estimation de la relation de long terme. Pour les cas de panel, en présence de cointégration, plusieurs estimateurs sont proposés : OLS, Fully Modified OLS (FMOLS), Dynamic OLS (DOLS) et Pooled Mean Group (PMG). Chen, McCoskey et Kao (1999) ont analysé les propriétés de l'estimateur MCO et ont constaté que l'estimateur MCO corrigé du biais ne s'améliore pas par rapport à l'estimateur MCO. Ces résultats suggèrent que

des alternatives telles que l'estimateur FMOLS ou l'estimateur DOLS pourraient être plus prometteuses dans les régressions de panel cointégrées. Cependant, Kao et Chiang (2000) ont montré que l'OLS et Fully Modified OLS (FMOLS) présentent un petit biais d'échantillon et que l'estimateur DOLS semble surpasser les deux estimateurs. Dans cette étude, nous considérons deux estimateurs avec correction d'erreur pour étudier la relation de long terme entre l'inflation et la croissance économique : FMOLS et OLS dynamique (DOLS). La question de la causalité est analysée à l'aide de la méthodologie Pooled Mean Group (PMG) développée par Pesaran et al. (1999).

1.4 LES ESTIMATEURS FMOLS ET DOLS

Les estimateurs (FMOLS) et (DOLS) sont proposés par Kao et Chiang (2000) pour estimer le vecteur de cointégration à long terme, pour les panels non stationnaires. Ces estimateurs corrigent l'OLS regroupé standard pour la corrélation en série et l'endogénéité des régresseurs qui sont normalement présents dans la relation de long terme.

Considérons la régression de panel à effets fixes suivante :

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

Où $y_{i,t}$ est une matrice de dimension $(1, 1)$, β est un vecteur de pentes de dimension $(k, 1)$, α_i est un effet fixe individuel, u_{it} sont les termes de perturbation stationnaire. On suppose que x_{it} de dimension $(K, 1)$ sont des processus intégrés d'ordre un pour tout i , où :

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

Sous ces spécifications, (Eq. 6) décrit un système de régressions cointégrées, c'est-à-dire y_{it} est cointégré avec x_{it} . En examinant la distribution limite des estimateurs FMOLS et DOLS dans les régressions cointégrées, Kao et Chiang (2000) montrent qu'ils sont asymptotiquement normaux. L'estimateur FMOLS est construit en apportant des corrections pour l'endogénéité et la corrélation sérielle à l'estimateur OLS. Il est défini comme suit :

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \hat{y}_{it}^+ + T \hat{\Delta}_{\varepsilon\mu}^+ \right) \right], \quad (8)$$

Où $\hat{\Delta}_{\varepsilon\mu}^+$ est le terme de correction de corrélation sérielle et \hat{y}_{it}^+ est la variable transformée de y_{it} pour obtenir la correction d'endogénéité. La corrélation sérielle et l'endogénéité peuvent également être corrigées en utilisant l'estimateur DOLS. Le DOLS est une extension de

l'estimateur de Stock et Watson (1993). Afin d'obtenir un estimateur non biaisé des paramètres à long terme, l'estimateur DOLS utilise un ajustement paramétrique aux erreurs en incluant les valeurs passées et futures des variables explicatives différenciés d'ordre I du modèle.

L'estimateur MCO dynamique est obtenu à partir des équations suivantes :

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + v_{it}. \quad (9)$$

Où c_{ij} est le coefficient de retard ou d'avance des variables explicatives différenciées de premier ordre. Le coefficient estimé de DOLS est donné par :

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it})^{-1} (\sum_{t=1}^T z_{it} \hat{y}_{it}^+) \quad (10)$$

Où $z_{it} = [x_{it} - \bar{x}_i, \Delta x_{i,t-q}, \dots, \Delta x_{i,t+q}]$ est un vecteur de régresseurs de dimension $2(q+1) \times 1$.

1.5 TEST DE CAUSALITÉ ENTRE LES VARIABLES : POOLED MEAN GROOP (PMG) PAR PESARAN ET AL. (1999)

Notre dernière étape consiste à utiliser une méthodologie alternative pour explorer le sens causal des données de panel parmi les variables considérées ; plus précisément entre l'inflation et la croissance économique. Le lien de causalité est estimé à l'aide de l'estimateur Pooled Mean Group (PMG) de Pesaran et al. (1999). Cet estimateur est intermédiaire entre les estimateurs de Mean Group (MG) et les estimateurs à effet fixe dynamique (DFE), car il implique à la fois le regroupement (pooling) et la moyenne. Cela permet également aux intercepts, aux coefficients à court terme et aux variances d'erreur de différer librement d'un groupe à l'autre, mais contraint les coefficients à long terme à être les mêmes. À cette fin, le modèle VAR de correction d'erreur suivant peut être spécifié :

$$\Delta y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 x_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \varphi_i \Delta y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{q-1} \theta_i \Delta x_{i,t-k} + \omega \Delta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Où y_{it} représente la variable dépendante, x_{it} est un vecteur de variables possibles dans la relation de long terme. β_1 et β_2 sont les multiplicateurs respectifs à long terme, et φ_i et θ_i représentent les coefficients dynamiques de court terme. En interchangeant y_{it} et x_{it} comme

variables dépendantes et indépendantes dans la régression ci-dessus, on peut évaluer, sous l'hypothèse nulle de non-existence de relation de long terme ($H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$) et l'alternative d'existence ($H_1 : \beta_1 \neq 0$ ou $\beta_2 \neq 0$), la variable d'intérêt.

2. DONNEES ET RESULTATS EMPIRIQUES

2.1 DONNEES

L'ensemble de données consiste en un panel d'observations pour les 8 pays de l'UEMOA sur la période 1990-2021. L'Investissement (INV) en pourcentage du Produit Intérieur Brut (PIB) est l'indicateur du secteur réel. Dans cet article, la qualité institutionnelle est mesurée par l'Indice Global de Gouvernance (GOV) qui est une moyenne arithmétique des six indicateurs agrégés de gouvernance (Kaufman, Kraay et Mastruzzi, 2003) afin de capturer les différents canaux par lesquels la gouvernance peut influencer sur la croissance économique. Il s'agit de : CCOR : le contrôle de la corruption, EFIGOUV : l'efficacité gouvernementale, EDROIT : l'État de droit, QUALREG : la qualité de la réglementation, STABAV : la stabilité politique et l'absence de violence et VOIXCR : les voix citoyennes et les responsabilisations. Nous utilisons également des variables de contrôle : le Déficit budgétaire global en milliards de FCFA(DEFB), l'ouverture au commerce en tant qu'exportations et importations divisée par le PIB (OUV), et le capital humain est mesuré par la population active (POP). Les indicateurs agrégés de gouvernance sont tirés de la base de données CD-ROM des Indicateurs de développement mondial (WDI, 2008). Toutes les autres variables sont extraites de la table de données de la BCEAO.

Le tableau 2 présente les propriétés des données en vue de statistiques descriptives des variables utilisées.

TABLEAU 2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES, 1990-2021

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Croissance du PIB(en %)	256	3,917	3,889	-15,096	15,69
Taux d'inflation annuel moyen(en %)	256	4,47	9,9	-6,243	69,584
Déficit budgétaire global (en milliards de FCFA)	256	-136,226	277,023	-1965,86	1002,4
Ouverture commerciale	256	31,009	10,184	10,882	58,906
Investissement (en % du PIB)	256	19,172	6,177	6,689	48,397
Population active	256	4106311	2379461	303485,7	10355728
Indicateur agrégé de gouvernance	256	4,17	2,72	-0,606	8,664

Source : Investigations de l'auteur

2.2. LES TESTS DE RACINE UNITAIRE ET DE COINTÉGRATION

Le tableau 3 présente les résultats de trois tests de racine unitaire en panel : IPS (2003), LLC (2002) et Fisher au sens ADF(1932). Les variables : croissance économique, les mesures de la qualité institutionnelle et toutes les variables de contrôle sont testées à la fois en niveau et en différence première. Comme on peut le déduire du tableau 3, l'hypothèse nulle des racines unitaires des données de panel pour toutes les variables ne peut être rejetée en niveau. Mais cette hypothèse est rejetée quand les séries sont en premières différences (Tableau 4). Ces résultats indiquent clairement que les variables ne sont pas stationnaires en niveau mais deviennent stationnaires en différence première. Les résultats de nos tests de stationnarité sont conformes à ceux obtenus par Apergis et al. (2007). Ainsi, nos séries sont intégrées d'ordre 1(I(1)). Ces résultats nous permettent de faire un test de cointégration en panel sur nos variables d'étude.

Variables	LLC (2002)		IPS (2003)		FISHER (1932)	
	t-statistique	P-value	t-statistique	P-value	t-statistique	P-value
Croissance du PIB (en %)	0,264	0,789	-1,403	0,069	25,406	0,078
Taux d'inflation annuel moyen (en %)	-0,206	0,526	-1,487	0,0724	22,658	0,121
Déficit budgétaire global (en milliards de FCFA)	0,056	0,522	0,127	0,551	37,795	0,0016
Ouverture commerciale	-0,2	0,421	-1,451	0,0734	22,661	0,123
Investissement (en % du PIB)	-1,094	0,137	-1,405	0,081	25,128	0,741
Population active	1,604	0,946	2,737	0,997	22,453	0,129
Indicateur agrégé de gouvernance	0,363	0,642	-1,417	0,078	25,44	0,062

TABLEAU 3. TEST DE RACINE UNITAIRE (VARIABLES EN NIVEAU), 1990-2021

Source : Investigations de l'auteur

TABLEAU 4. TEST DE RACINE UNITAIRE (VARIABLES EN DIFFERENCE PREMIERE), 1990-2021

Variables	LLC (2002)		IPS (2003)		FISHER (1932)	
	t-statistique	P-value	t-statistique	P-value	t-statistique	P-value
Croissance du PIB (en %)	-10,187	0,000	-9,849	0,000	101,331	0,000
Taux d'inflation annuel moyen (en %)	-5,893	0,000	-9,201	0,000	130,189	0,000
Déficit budgétaire global (en milliards de FCFA)	-8,946	0,000	-10,954	0,000	133,19	0,000
Ouverture commerciale	-8,971	0,000	-9,439	0,000	102,366	0,000
Investissement (en % du PIB)	-10,306	0,000	-11,129	0,000	129,437	0,000
Population active	6,16	1,000	-2,7585	0,003	32,235	0,009
Indicateur agrégé de gouvernance	-11,732	0,000	-11,487	0,000	160,601	0,000

Source : Investigations de l'auteur

Les tests de cointégration de Pedroni (1999) sont présentés dans le tableau 5. Nous utilisons quatre tests intra-groupes et trois tests inter-groupes pour vérifier si les variables du panel sont cointégrées. Les statistiques intra-groupe (statistiques de panel) contiennent la valeur calculée des statistiques basées sur des estimateurs qui regroupent le coefficient autorégressif de différents pays pour les tests de racine unitaire sur les résidus estimés. Les statistiques inter-groupes (statistiques de groupe) rapportent la valeur calculée des statistiques sur la base d'estimateurs qui font la moyenne des coefficients estimés individuellement pour chaque pays.

Hormis le test de statistique v (v -statistic test), les résultats des tests intra-groupes et des tests inter-groupes montrent que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut être rejetée à tout moment au niveau significatif de 1%. Par conséquent, la croissance économique, l'inflation et un ensemble de variables de contrôle sont cointégrées dans les pays de l'UEMOA.

Étant donné que nos variables sont cointégrées, nous estimons la relation à long terme en utilisant les approches OLS entièrement modifiées (FMOLS) et Dynamic OLS (DOLS).

TABLEAU 5. TESTS DE COINTÉGRATION EN PANNEL

Variables	Indicateurs du secteur réel		Indicateur du secteur extérieur	Indicateurs du capital humain et gouvernance	
	Investissement	Inflation	Ouverture commerciale	Population	Gouvernance
<i>Panel statistics</i>					
Panel v-stat	-0,590	-2,895***	-2,763***	-2,779***	-3,050***
Panel rho-stat	-9,670***	-8,722***	-9,079***	-8,873***	-9,900***
Panel pp-stat	-15,938***	-13,913**	-15,906***	-17,070***	-15,539***
Panel ADF-stat	-15,065***	-13,346***	-14,711***	-13,389***	-14,798***
<i>Group-statistics</i>					
Group rho-stat	-6,870***	-5,712***	-6,767***	-6,378***	-6,631***
Group pp-stat	-19,450***	-16,829***	-15,056***	-18,242***	-16,359***
Group ADF-stat	-15,608***	-12,87***	-14,241***	-12,285***	-14,268***

Source : Investigations de l'auteur

Remarques : Les statistiques de test sont normalisées de sorte que la distribution asymptotique soit normale. *** indique le rejet de l'hypothèse nulle de non-cointégration au niveau de signification de 1 pour cent, basé sur la valeur critique de 2,326.

2.3. ESTIMATION À LONG TERME DE LA RELATION INFLATION-CROISSANCE : ESTIMATEURS DOLS ET FMOLS

Comme mentionné ci-dessus, la stratégie utilisée pour estimer une relation à long terme entre l'inflation et la croissance économique repose sur deux estimateurs avec correction d'erreur : les MCO entièrement modifiée (FMOLS) l'OLS dynamique (DOLS).

Les tableaux 6 et 7 présentent respectivement les résultats des estimations FMOLS et DOLS de la relation de cointégration. Les coefficients estimés des indicateurs du secteur réel (Inflation et investissement) et des indicateurs du capital humain et gouvernance (Population active et Gouvernance) sont tous positifs et significatifs à l'exception de la population active et du déficit budgétaire qui sont négatifs. Seules l'inflation et la population active se révèlent significatives dans les deux estimations (FMOLS et DOLS). Ces résultats des estimations FMOLS et DOLS confirment l'existence d'une relation de long terme entre l'inflation et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA. Toutefois, le signe négatif du coefficient de la variable population active indique que le marché du travail dans la zone UEMOA est encore peu organisé pour améliorer davantage la croissance économique des Etats membres. Cela montre l'importance relative de l'inflation sur la croissance économique à long terme. Nos résultats concordent avec la plupart des études de première génération qui soulignent une relation à long terme entre inflation et croissance économique, bien que la relation à court terme soit discutable (voir par exemple Baharumshaha et al, 2016 ; Ozdemir,2010). Il convient de noter que quelques recherches existantes ont tenté d'analyser la relation à long terme entre l'inflation et la croissance économique, mais notre contribution s'écarte de ces études. En effet, nos résultats mettent en évidence une forte relation positive à long terme entre l'inflation et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA.

TABLEAU 6. ESTIMATION DE LONG TERME DE LA RELATION INFLATION-CROISSANCE (ESTIMATEUR FMOLS)

Variables explicatives	Coefficients	t-statistique
Taux d'inflation annuel moyen(en %)	0,100	3,535***
Déficit budgétaire global (en milliards de FCFA)	-0,002	-1,642
Ouverture commerciale	0,047	1,272
Investissement (en % du PIB)	0,215	2,358**
Population active	-3,03 ^E -6	-2,051**
Indicateur agrégé de gouvernance	0,366	2,126**

Source : Investigations de l'auteur

Note : *** et ** indiquent les coefficients significatifs respectivement à 1 et 5%.

TABLEAU 7. ESTIMATION DE LONG TERME DE LA RELATION INFLATION-CROISSANCE (ESTIMATEUR DOLS)

Variables explicatives	Coefficients	t-statistique
Taux d'inflation annuel moyen (en %)	0,289	3,262***
Déficit budgétaire global (en milliards de FCFA)	-0,003	0,748
Ouverture commerciale	-0,132	-1,080
Investissement (en % du PIB)	0,085	0,610
Population active	-8,91 ^E -6	-2,246**
Indicateur agrégé de gouvernance	0,478	1,105

Source : Investigations de l'auteur

Note : *** et ** indiquent les coefficients significatifs respectivement à 1 et 5%.

2.4. RÉSULTATS DE LA CAUSALITE INFLATION-CROISSANCE

Après avoir établi que la croissance économique est liée à long terme à l'inflation, nous devons examiner la causalité entre ces deux variables. La spécification que nous utilisons pour tester la causalité entre finance et croissance est la suivante :

$$y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}F_{it} + \alpha_{2i}X_{it} + u_{it}, \quad (12)$$

Où y_{it} est la croissance économique pour le pays i et l'année t , F_{it} est l'inflation annuelle moyenne pour le pays i et l'année t , X_{it} est le vecteur de variables de contrôle, α_{0i} , α_{1i} et α_{2i} sont les constantes du modèle et u_{it} est le terme d'erreur.

L'équation du modèle ARDL (1,1,1) associée à l'équation (12) est :

$$y_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i}F_{it} + \delta_{2i}F_{i,t-1} + \delta_{3i}X_{it} + \delta_{4i}X_{i,t-1} + \lambda_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it},$$

Et (13)

$$F_{it} = \delta'_{0i} + \delta'_{1i}y_{it} + \delta'_{2i}y_{i,t-1} + \delta'_{3i}X_{it} + \delta'_{4i}X_{i,t-1} + \lambda'_i F_{i,t-1} + \varepsilon'_{it},$$

Les équations à correction d'erreur donnent donc :

$$\Delta y_{it} = \phi(y_{i,t-1} - \theta_0 - \theta_1 F_{it} - \theta_2 X_{it}) - \delta_{2i} \Delta F_{it} - \delta_{4i} \Delta X_{it} + \varepsilon_{it},$$

Et (14)

$$\Delta F_{it} = \phi'(F_{i,t-1} - \theta'_0 - \theta'_1 y_{it} - \theta'_2 X_{it}) - \delta'_{2i} \Delta y_{it} - \delta'_{4i} \Delta X_{it} + \varepsilon'_{it}$$

Les résultats des équations de correction d'erreur sont présentés dans le tableau 8.

On a pu remarquer que l'hypothèse de non-causalité est rejetée. Les coefficients de correction d'erreur sont négatifs et statistiquement significatifs seulement dans le cadre de l'équation (14), ce qui implique que la croissance économique entraîne effectivement l'inflation et la relation inverse n'est pas vraie. Cela suggère une causalité unidirectionnelle entre l'inflation et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA. Nos résultats sont conformes à ceux de Nell (2000) et Ghosh et Phillips (1998) qui montrent une relation unidirectionnelle entre inflation et croissance. Cependant, nos résultats empiriques contrastent avec les tentatives empiriques de M. LOUBASSOU et al. (2018) (1998) et de Shan et al. (2001) qui trouvent peu de preuves d'une relation à long terme dans les pays de l'UEMOA en raison d'un niveau élevé de mobilité des capitaux.

Mais surtout, nos résultats empiriques apportent une preuve supplémentaire : à long terme, l'effet de l'inflation sur la croissance est non significatif. Cela suppose donc l'existence d'un

effet seuil au regard de la théorie économique. Ceci s'explique par la résilience du pouvoir d'achat des ménages et les nouvelles techniques développées par ces derniers pour s'adapter aux crises inflationnistes dans la zone UEMOA. La croissance économique constitue donc un principal canal par lequel la politique économique peut affecter l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Ces résultats confirment les travaux antérieurs de Faria J. et al (2001) qui montrent que l'inflation n'affecte pas l'activité économique à long terme. Nous constatons également que la croissance économique influence l'inflation à son tour. Ceci confirme les fluctuations cycliques de l'économie de la zone et la nécessité des politiques contracycliques de John Maynard Keynes. Ainsi, la relation inflation-croissance peut être décrite comme suit dans les pays de l'UEMOA : la croissance économique provoque l'inflation.

TABLEAU 8. TESTS DE CAUSALITÉ DU PANEL

Hypothèse nulle	F-statistique
INFLATION→CROISSANCE	0,800
CROISSANCE→INFLATION	12,324***

Source : Investigations de l'auteur

Note : *** indique les coefficients significatifs à 1%.

CONCLUSION ET IMPLICATIONS DE POLITIQUES ÉCONOMIQUES

Dans cet article, nous étudions les relations de causalité et de cointégration entre l'inflation et la croissance économique dans les 8 pays de l'UEMOA. Nous avons utilisé des tests de racine unitaire en panel et une analyse de cointégration en panel pour conclure qu'il existe des preuves solides en faveur d'une relation à long terme entre l'inflation et la croissance économique. Nos résultats montrent que la croissance économique, l'inflation et les variables auxiliaires sont cointégrées.

Nos données mettent également en évidence une causalité unidirectionnelle entre l'inflation et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA et confirment le point de vue selon lequel, même si l'inflation pourrait avoir à court terme des effets pervers sur la croissance, à long terme, seule la croissance économique est responsable de l'inflation. La croissance économique constitue donc le principal canal par lequel la politique économique peut influencer

sur l'inflation. Par ailleurs, la population active pourrait également constituer un canal de transmission entre la croissance économique et l'inflation. Enfin, les résultats mettent en évidence un impact positif de l'augmentation du PIB sur l'inflation. La relation inflation-croissance peut alors être décrite comme suit dans les pays de l'UEMOA : La croissance économique provoque l'inflation et l'inverse n'est pas envisageable.

Cela implique que les politiques visant à améliorer le capital humain et ses fonctions auront, à long terme, un effet significatif sur la croissance économique. À cet égard, un certain nombre de réformes du marché du travail doivent être entreprises. La relation entre croissance économique et inflation est univoque.

REFERENCES

- Abbott A. & De Vita G.** (2011), Revisiting the relationship between inflation and growth: A note on the role of exchange rate regimes, 'Economic Issues', 16(1), 37.
- Aiyagari S.R.** (1990), Deflating the case for zero inflation, 'Quarterly Review', Federal Reserve Bank of Minneapolis, 14, 2–11.
- Akgul I. & Ozdemir S.** (2012), Inflation threshold and the effects on economic growth, 'Iktisat Is- letme ve Finans', 27(313), 85–106.
- Aydın C., Esen Ö., & Bayrak M.** (2016), Inflation and Economic Growth: A Dynamic Panel Thresh- old Analysis for Turkish Republics in Transition Process, 'Procedia-Social and Behavioral Scien- ces', 229, 196–205.
- Baharumshah A.Z., Slesman L., & Wohar M.E.** (2016), Inflation, inflation uncertainty, and eco- nomic growth in emerging and developing countries: Panel data evidence, 'Economic Systems', 40(4), 638–657.
- Barro R.J.** (1995), Inflation and economic growth (No. w5326). National bureau of economic research. Barro R. J. (1996). Inflation and growth, 'Federal Reserve Bank of St. Louis Review', 78, 153–169.
- Baumol W.J.** (1999), Retrospectives: Say's Law, 'The Journal of Economic Perspectives', 13(1), 195–204.
- Benhabib J. & Spiegel M.M.** (2009), Moderate inflation and the deflation–depression link, 'Journal of Money, Credit and Banking' 41(4), 787–798.
- Boyd J.H. & Champ B.A.** (2006), Inflation, banking, and economic growth, 'Economic Commentary', (May).
- Bruno M. & Easterly W.** (1998), Inflation crises and long-run growth, 'Journal of Monetary Eco- nomics', 41(1), 3–26.
- Cameron N., Hum D. & Simpson W.** (1996), Stylized facts and stylized illusions: Inflation and pro- ductivity revisited, 'Canadian Journal of Economics', 29, 152–162.
- De Gregorio J.** (1992), The effect of inflation on economic growth, 'European Economic Review', 36, 417–424.
- De Gregorio J.** (1993), Inflation, taxation, and long-run growth, 'Journal of Monetary

Economics', 31(3), 271–298.

Dornbusch R. & Frenkel J.A. (1973), Inflation and growth: alternative approaches, 'Journal of Money, Credit and Banking', 5(1), 141–156.

Dorrance S. (1963), The effect of inflation on economic development. IMF Staff Papers. 10 1–47. Washington, DC: International Monetary Fund.

Dotsey M. & Sarte P.D. (2000), Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy, 'Journal of Monetary Economics', 45(3), 631–655.

Drukker D., Gomis-Porqueras P. & Hernandez-Verme P. (2005), Threshold effects in the relationship between inflation and growth: A new panel-data approach. MPRA Working Paper No. 38225 München: Munich Personal RePEc Archive.

Eggoh J.C. & Khan M. (2014), On the nonlinear relationship between inflation and economic growth, 'Research in Economics', 68(2), 133–143.

Erbaykal E. & Okuyan H.A. (2008), Does inflation depress economic growth? Evidence from Turkey, 'International Journal of Finance and Economics', Vol. 13, No. 17, 2008. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1288783>

Faria, J. R., & Carneiro, F. G. (2001). Does high inflation affect growth in the long and short run ?. Journal of applied economics, 4(1), 89-105.

Feldstein M. (1982), Inflation, tax rules and the accumulation of residential and nonresidential capital, 'The Scandinavian Journal of Economics', 293–311.

Fischer S. (1993), The role of macroeconomic factors in growth, 'Journal of Monetary Economics', 32, 485–512.

Friedman M. (1956), The quantity theory of money: A restatement. [in:] M. Friedman (Ed.), Studies in the quantity theory of money (pp. 3–21). Chicago: University of Chicago Press.

Ghosh A. & Phillips S. (1998), Warning: Inflation may be harmful to your growth. 'IMF Staff Papers', 45 672–710. Washington, DC: International Monetary Fund.

Gillman M. & Harris M.N. (2010), The effect of inflation on growth, 'Economics of Transition', 18(4), 697–714.

Gillman M. & Kejak M. (2005), Contrasting models of the effect of inflation on growth,

'Journal of Economic Surveys', 19(1), 113–136.

Gillman M., Harris M.N. & Mátyás L. (2004), Inflation and growth: Explaining a negative effect, 'Empirical economics', 29(1), 149–167.

Gokal V . and Hanif S. (2004). Relationship between Inflation and Economic Growth in Fiji, Work- ing Paper 2004/04.

Gylfason T. & Herbertsson T.T. (2001), Does inflation matter for growth?, 'Japan and the world economy', 13(4), 405–428.

Khan M.S. & Senhadji A.S. (2001), Threshold effects in the relationship between inflation and growth, 'IMF Staff papers', 48(1), 1–21.

Kaufman, D., A. KRaay et M. MastRuzzI (2003), « Govenance Matters III: Gove- nance Indicators for 1996-2002 », Banque mondiale, World Bank Policy Research, Working Paper, no 2772.

Kremer S., Bick A. & Nautz D. (2013), Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis, 'Empirical Economics', 1–18.

Kremer S., Bick A. & Nautz D. (2009), Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis, SFP 649 Discussion Paper No. 036. Zuberlin: Humboldt-Universität.

Lucas R.E. (1973), Some international evidence on output-inflation tradeoffs, 'The American Eco- nomic Review', 63(3), 326–334.

Malla S. (1997), Inflation and economic growth: Evidence from a growth equation, Department of Economics, University of Hawaiâ I at Monoa, Honoulu, USA.

Mallik G. & Chowdhury R.M. (2001), Inflation and economic growth: Evidence from South Asian countries, 'Asian Pacific Development Journal', 8, 123–135.

Mubarik Y.A. & Riazuddin R. (2005), Inflation and growth: An estimate of the threshold level of in- flation in Pakistan, State Bank of Pakistan.

Munir Q. & Mansur K. (2009), Non-linearity between inflation rate and GDP growth in Malaysia, 'Economics bulletin', 29(3), 1555–1569.

Odhiambo N.M. (2012), Inflation dynamics and economic growth in Tanzania: a multivariate time series model, 'Journal of Applied Business Research (JABR)', 28(3), 317–

324.

Ozdemir Z.A. (2010), Dynamics of inflation, output growth, and their uncertainty in the UK: an empirical analysis, 'The Manchester School', 78(6), 511–537.

Rapach D.E. (2003), International evidence on the long-run impact of inflation, 'Journal of Money, Credit, and Banking', 35(1), 23–48.

Sarel M. (1996), Non linear effects of inflation on economic growth, 'Staff Papers', 43(1), 199–215.

Sidrauski M. (1967), Rational choice and patterns of growth in a monetary economy, 'American Economic Review', 57, 534–544.

Snowdon B. & Vane H.R. (2005), Modern macroeconomics: its origins, development and current state, Edward Elgar Publishing.

Stockman A.C. (1981), Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in-advance economy, 'Journal of Monetary Economics', 8, 387–393.

Temple J. (2000), Inflation and growth: Stories short and tall, 'Journal of Economic Surveys', 14, 395–426.

Tobin J. (1965), Money and economic growth, 'Econometrica: Journal of the Econometric Society', 671–684.

Tung L.T. & Thanh P.T. (2015), Threshold in the Relationship between Inflation and Economic Growth: Empirical Evidence in Vietnam, 'Asian Social Science', 11(10), 105.

Valdovinos C.G.F. (2003), Inflation and economic growth in the long run, 'Economics Letters', 80(2), 167–173.

Vinayagathan T. (2013), Inflation and economic growth: A dynamic panel threshold analysis for Asian economies, 'Journal of Asian Economics', 26, 31–41.

Wai U.T. (1959), The relation between inflation and economic development: a statistical inductive study, 'Staff Papers (International Monetary Fund)', 7(2), 302–317.