

Arrelando et Bonde (1991) et Arrelando et Bover (1995). Cette technique d'estimation offre de nombreux avantages.

Elle permet de générer des instruments internes à partir des retards des variables endogènes du modèle estimé. Ainsi, elle diffère des méthodes traditionnelles des variables instrumentales telles que les doubles moindres carrés (2sls) et les triples moindres carrés (3sls), qui utilisent uniquement les variables strictement exogènes du modèle pour générer des instruments. Le problème avec ces estimateurs traditionnels est qu'ils souffrent généralement de la faiblesse des instruments¹². En effet, il n'est pas toujours facile de trouver des variables théoriques (les variables explicatives strictement exogènes du modèle) qui soient corrélées avec la variable endogène et non corrélées avec le terme d'erreur.

La méthode GMM en panel dynamique permet de corriger l'endogénéité potentielle de l'ensemble des variables explicatives du modèle et non seulement celle des variables dépendantes intégrées dans le modèle en tant que variables explicatives. De cette manière, cette méthode permet de dépasser la limite des techniques traditionnelles des variables instrumentales qui corrigent uniquement l'endogénéité des variables dépendantes introduites dans le modèle comme variables explicatives tout en supposant que les autres variables du modèle sont strictement exogènes.

D'après Arrelano et Bond (1991), l'estimateur GMM en premières différences consiste à prendre pour chaque période la première différence de l'équation à estimer pour éliminer les effets spécifiques des pays (country - specific effects) et instrumenter par la suite les variables explicatives de l'équation en différence première par leurs valeurs en niveau retardées d'une période ou plus.

Selon Blundel et Bond (1998), l'estimateur GMM en système qui combine les équations en différence première avec les équations à niveau dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs différences premières, ce qui apparaît plus performante que celle qui était avancée par Arrelando et Bond (1991).

Cette méthode a l'avantage que ses estimations sont moins sensibles en cas de présence d'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité.

Ainsi, dans le cadre de cet article, l'on retient le GMM comme méthode d'estimation de l'équation.

¹² C'est la raison pour laquelle nous utilisons l'estimateur GMM en panel dynamique.

7- Résultats obtenus

L'on présentera tour à tour les résultats des tests de stationnarité et d'estimation.

7.1 Résultat de test de stationnarité

Au préalable l'on a effectué une étude de la stationnarité des variables. L'on a abouti à la conclusion que les variables sont intégrées soit à niveau, soit à l'ordre 1. La situation des différentes variables est résumée dans le tableau 1.

Tableau 1 : Test de stationnarité des différentes variables

Variables	Statistique d'Im-Pesaran-Shin	Prob.	Ordre d'intégration
INFLit	8.54301*	0.0000	I(0)
EXTDEBTit	2.86598**	0.0021	I(0)
INTDEBTit	8.48146*	0.0000	I(0)
TXCPIBit	10.9551*	0.0000	I(0)
Dumx	9.38415	0.0000	I(1)

*significatif à 1% ; ** significatif à 5% ; *** significatif 10%

Source: nous-même (à partir de Eviews 8)

Selon le tableau, les variables INFLit, EXTDEBTit, INTDEBTit et TXCPIBit sont stationnaires à niveau tandis que la variable Dumx est stationnaire à différence première.

7.2 Résultats d'estimation

Cette étape permet de vérifier si les résultats obtenus concernant les coefficients de régressions de la variable endogène par rapport aux variables explicatives sont conformes à la théorie et à la logique économique.

Donc après avoir effectué des régressions, l'on ressort les résultats obtenus dans le tableau ci-dessous. La méthode utilisée pour obtenir ces résultats est la méthode des Moments Généralisé de Blundel et Bond (1997).

Tableau 2 : Estimation de GMM par la méthode de Blundel et Bond des effets de la dette intérieure et de la dette extérieure sur l'inflation en Afrique Subsaharienne

Variables Explicatives	Coefficient (prob.)
Cons	0.0060517 (0.000)***
INFL _{it-1}	-3.70e-06 (0.000)***
EXTTDEBT	1.000079 (0.000)***
INTDEBT	0.9999952 (0.000)***
TXCPIB	-0.000032 (0.000)***
Dumx	0.0018124 (0.000)***
Wald Prob>chi2	1.27e+13 (0.000)

***significatif à 1% ; ** significatif à 5% ; *significatif 10%

Source: nous-mêmes à partir de Stata 11

7.3 Interprétation des résultats obtenus

Après estimation par les GMM, l'on constate que le modèle est de bonne qualité en général. Le tableau ci-dessus, informe qu'il est globalement significatif au seuil de 1% car (Prob>F= 0,0000) et la statistique de Wald est de 1.27e+13.

Le test de significativité individuelle des variables indique que toutes les variables du modèle expliquent le niveau des prix de façon significative. Partant de là, plusieurs interprétations sont faites.

Le coefficient associé à la variable $EXTDEBT_{it}$ est positif (1.000079) et significatif à 1%. Cette variable a un signe économiquement attendu. Toute chose égale par ailleurs, une augmentation d'un point de la dette publique extérieure retardée ($EXTDEBT_{it}$) entraîne une augmentation de 1.000079 point du taux d'inflation ($INFL_{it}$). Nous constatons une relation positive et significative entre les deux variables. Donc, la dette extérieure a des effets positifs et significatifs sur le niveau des prix en Afrique Subsaharienne.

Le coefficient associé à la variable $INTDEBT_{it}$ est positif (0.9999952) et significatif à 1%. Cette variable a un signe économiquement attendu. Toute chose égale par ailleurs, une augmentation d'un point de la dette publique intérieure ($INTDEBT_{it}$) entraîne une augmentation de 0.9999952 point du taux d'inflation ($INFL_{it}$). L'on constate une relation positive et significative entre les deux variables. Donc, l'on peut dire que la dette intérieure a des effets positifs et significatifs sur le niveau des prix en Afrique Subsaharienne.

Le coefficient associé à la variable inflation retardée est négatif ($-3.70e-06$) et significatif à 1%. Cette variable a un signe économiquement attendu. On peut donc dire que l'inflation retardée influence négativement l'inflation de l'année suivante. D'après les chiffres, une augmentation de 1 point de l'inflation retardée (-1) entraîne une diminution de $3.70e-06$ point de l'inflation.

Le coefficient associé à la variable $TXCPIB_{it}$ est négatif (-0.000032) et significatif à 1%. Cette variable a un signe économiquement attendu. Toute chose égale par ailleurs, une augmentation d'un point du taux de croissance du PIB réel ($TXCPIB_{it}$) c'est-à-dire du niveau de la production entraîne une diminution du taux d'inflation de 0.000032 point. C'est le résultat auquel est parvenu Nyangezi (2013)¹³ sur le Rwanda.

Le coefficient associé au dummy est positif (0.0018124) et significatif à 10%. Cette variable a un signe économiquement non attendu. Toute chose égale par ailleurs, l'appartenance à la zone Franc influence positivement de façon significative le niveau des prix en Afrique Subsaharienne.

¹³ P., M., G., Nyangezi (2013), «La fiscalité et l'inflation au Rwanda: Une analyse empirique basée sur le modèle à correction d'erreur.»

8- Conclusion

Au cours de la crise, la mise en place des plans de relance budgétaire et la baisse de l'aide au développement ont contribué à l'accroissement de la dette et des déficits publics des pays de l'Afrique subsaharienne. Dans ces pays, l'autonomie des banques centrales ainsi que l'objectif de stabilité de prix assigné à ces dernières ont limité le financement monétaire des déficits publics et réduit la corrélation entre la croissance de la masse monétaire et l'inflation. Dans cette perspective, l'étude des liens entre la dette publique et l'inflation dans le contexte des pays de l'Afrique Saharienne apparaît d'un intérêt évident surtout que les travaux portant sur les effets inflationnistes de la dette publique sont encore rares dans cette Zone.

Cet article s'est évertué à montrer que la dette publique intérieure et la dette publique extérieure en Afrique Subsaharienne déterminent de façon significative le niveau des prix dans cette Zone. L'idée centrale est que contrairement à la théorie quantitative de la monnaie qui veut que l'inflation soit déterminée par le seignuriage, l'inflation en Afrique Subsaharienne est déterminée par la dette intérieure et la dette extérieure. Ce résultat est conforme aux analyses théoriques de la théorie budgétaire du niveau des prix qui stipule que le gouvernement seul peut indépendamment de la Banque centrale choisir créer l'inflation en faisant augmenter la quantité de la dette publique et sur ce, propose de substituer la théorie quantitative de la dette publique à la théorie quantitative de la monnaie. Par ailleurs, le résultat montre que la dette extérieure est plus inflationniste que la dette intérieure dans cette zone.

References bibliographiques

Arellano, M. et O., Bover (1995), «Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models», *Journal of Econometrics*, Vol. 68, PP.29-51.

Arellano, M. et S., Bond (1991), «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, Vol 58, pp. 277-298.

Ayesha, S. et Mumtaz, A. (2009), «Fiscal Imbalances and Inflation: A Case Study of Pakistan», *Fiscal Imbalances and Inflation: A Case Study of Pakistan*, Vol. 29, No. 1 (June 2009), pp. 39-50.

Barro, R. (1974), «Are Government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy*, Vol. 82 .

Bildirici, M. et E., O., Omer (2017), «Domestic debt, inflation and economic crises: a panel cointegration application to emerging and developed economies», *Applied Econometrics and International Developmen*, Vol. 7-1.

Blanchard, O. (2004), «Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from brazil», *Working Paper* 10389 <http://www.nber.org/papers/w10389>.

Blundell, R. et S. Bond (1998), «Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models», *Journal of Econometrics* Vol 87, pp. 115-143.

C., M., Tullius (2007), «Assessment Framework of National Government Budget», 2008 Budget Briefer.

Chaudhary, M., A. et N., Ahmed (1995), «Money Supply, Deficit and Inflation in Pakistan», *Pakistan Development Review*, PP. 945-956.

D., C., Cevdet; A., E., C., Alper et S., Ozmucur (2001), «Budget Deficit, Inflation and Debt Sustainability», Evidence from Turkey (1970-2001). Mimeo. Istanbul: Bogazici University.

Datadjeu, W., D-K. et Essiane, P., N., D. (2018), «Autonomie des Banques Centrales et Finances Publiques en Afrique Subsaharienne», BEAC, *Working Paper*, N°. 02/18.

Fanizza, D. et L., Soderling (2006), « Fiscal Determinant of Inflation: A Primer for the Middle East and North Africa», *IMF Working Paper*, 06-216: 1-15.

FMI (2014), «Afrique subsaharienne Pour une croissance durable et plus solidaire», Perspectives économiques régionales ; Études économiques et financières.

FMI (2016), «Afrique subsaharienne un changement de cap s'impose», Perspectives économiques régionales, Études économiques et financières.

FMI (2017), « Perspectives économiques régionales : Afrique subsaharienne Faire redémarrer la croissance », Avril.

FMI (2018), «Une reprise lente et des difficultés croissantes», perspectives économiques.

Khan; Bukhari et Ahmed (2007), «Determinants of Recent Inflation in Pakistan.», *Pakistan Development Review*.

Kwon; McFarlane et Robinson (2006), «Public Debt, Money Supply and Inflation: A Cross Country Study and its Application to Jamaica». *IMF Working Paper* WP/06/121.

Leeper, E., M. (1991), «Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies», *Journal of Monetary Economics* 27 (1991) 129-147.

Leeper, E., M. (2018), «SWEDEN'S FISCAL FRAMEWORK AND MONETARY POLICY», *Working Paper* 24743, P.5.

Leeper, E., M. et T., B., Walker (2011), «Perceptions and misperceptions of fiscal inflation», *BIS Working Papers* N°. 364.

Naeem, A.; Syed, I., R. et Ihtsham ul Haq, P. (2011), «SYNTHESIS OF THE FISCAL AND MONETARY POLICIES IN PRICE LEVEL DETERMINATION: EVIDENCE FROM PAKISTAN», *Pakistan Journal of Applied Economics*, Vol. 21 Nos. 1 & 2, (37-52), 2011.

Nations Unies (2016), «Soutenabilité de la dette extérieure et développement».

Nations Unies (2019), «La politique budgétaire au service du financement du développement durable », *rapport économique sur l'Afrique*, Commission économique pour l'Afrique.

Pasha, A., H. et A., F., Aisha Ghaus (2009), «Sustainability of Public Debt in Pakistan», *Conference Paper* N°. 2. <http://spdc-pak.com/pubs/cp/cp21.pdf> accessed on July 27, 2009.

Warda, M. et M., Achouche (2017), « Prices dynamics in Algeria; A fiscal theory of price level analysis», *Algerian review of economic development* N°07 /Dec 2017.

Woodford, M. (1995), « Price-Level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, décembre.

Woodford, M. (1996), «Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability», *NBER Working Paper*, No. 5684, July.

Woodford, M. (2001), «Fiscal Requirement for Price Stability», *Journal of Money and Credit*.