



Munich Personal RePEc Archive

Inflation costs

Kuikeu, Oscar

3 April 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/112624/>
MPRA Paper No. 112624, posted 04 Apr 2022 10:47 UTC

Les coûts de l'inflation

Oscar Valéry KUIKEU

Docteur ès sciences économiques de l'Université de Pau (France)

Enseignant au grade de chargé de cours

École Supérieure des Sciences Économiques et Commerciales (ESSEC), Université de Douala (Udo, Cameroun), BP 1931 Douala (Cameroun), Port. +237 698 60 41 40, email: kuikeuoscar@gmail.com

Résumé: *Il semble que la littérature demeure fragile en ce qui concerne les coûts de l'inflation en effet très souvent l'inflation entre dans les équations de niveau de vie avec le signe correct sans toutefois être significatifs, d'où alors l'intérêt porté à cet article. Sous la base d'une mesure des chocs d'offre c'est-à-dire les convolutions de prix relatif, à partir de leur direction et de leur variabilité, nous passons à une évaluation des coûts de l'inflation. Nous complétons l'analyse avec le contexte contemporain de la crise ukrainienne qui invite à la mise en relation de la dépendance externe avec le contexte inflationniste. En effet, la dépendance implique la nécessité pour l'économie de pouvoir satisfaire à tout moment aux opérations du commerce international alors que les modèles d'attaques spéculatives permettent de mettre en évidence une relation entre le stock d'avoir extérieure de la nation et l'inflation.*

Mots-clés: *chocs d'offre, inflation, avoirs en devises, attaque spéculative*

Codes Jel: C22 C33 F33

Abstract: *He seems that the literature about the costs of inflation remains weak with a lack of empirical assessment of this fact. Thus the interest of the following study. Thus in a first time with a convariable measure of Supply Shocks in other terms of relative prices variability we assess on the cost of inflation. In the second time by taking into account the current context of regain in inflation even for countries characterized with an strong dependency toward abroad we investigate thus the costs of inflation with this pattern that characterized under developed as well as developed countries as revealing with the contemporaneous ukrainian crisis with exhibit the increasing dependancey of Europe around energy furniture coming from Russia like the rest of the world toward food products of these two countries. For this purpose we rely on model of speculative attacks who assess well a relation between the country external assets and inflation.*

Keywords: *Supply Shocks, inflation, external assets, speculative attacks*

Jel Codes : C22 C33 F33

1. Introduction

Il semble que le conflit courant entre l'Ukraine et la Russie est auto entretenue avec l'apparition de conséquences économiques à travers le monde. Ce qui a poussé alors comme mesures de prévention urgentes à adopter au niveau de la communauté internationale des sanctions économiques à l'égard de la fédération de Russie et plus particulièrement en Europe à réduire sa dépendance énergétique vis-à-vis de la Russie comme l'énergie constitue l'un de ces produits à l'origine du recul du pouvoir d'achat des ménages alors que la fédération de Russie est l'un des principaux fournisseurs d'énergie à l'échelle mondiale.

La différence principale entre ces mesures de prévention est que la dépendance énergétique employée par la fédération de Russie comme arme est plutôt récente. En d'autres termes, elle implique que la condition économique de la nation est assez suffisante telle qu'elle puisse continuer à satisfaire aux opérations du commerce international. En effet, s'il est vrai que la plupart des économies émergentes et en développement aient accès au marché de l'énergie il n'en demeure pas moins que la dépendance énergétique implique que la considération portée à une économie n'est pas la même qu'une autre. Dans les faits, la Russie a exigé que le paiement pour la livraison d'énergie s'effectue désormais en monnaie locale, le Rouble, au détriment des européens qui jusqu'ici était habitué à des facturations en euro, la monnaie unique européenne.

Par conséquent il semble que la principale différence à l'égard des mesures de prévention face aux conséquences sévères du conflit est que la dépendance énergétique est plutôt très coûteuse en termes de réserves de change. Dans la mesure où elle requiert pour l'économie d'être capable à satisfaire en tout temps aux opérations du commerce international. Les économies de la Communauté économique et monétaire d'Afrique centrale (CEMAC) font partie de celles où cet argument de disponibilité en réserves de change pour satisfaire aux opérations du commerce international est plutôt significative. En effet, ces économies ne sont pas épargnées par les conséquences économiques mondiales de l'affrontement Russo Ukrainien comme l'amorce d'un effritement du pouvoir d'achat des ménages en raison du renchérissement du cours des principales denrées alimentaires. Avec la place de l'inflation comme déterminant du niveau de vie le plus souvent dans la plupart des études (Kuikeu 2021a) bien qu'avec le signe attendu l'inflation n'entre pas significativement dans les déterminants du niveau de vie de la nation. Par conséquent, puisque la théorie Keynésienne standard attribue une grande importance à la préservation des pouvoirs d'achat ce dernier résultat mérite d'être reconsidéré. Dès lors l'objectif de la présente étude est d'apprécier les coûts de l'inflation sur ces économies de la CEMAC.

Cette étude sera alors organisée ainsi qu'il suit, à la prochaine section (section 2) l'on expose la théorie relative aux coûts de l'inflation, à la section 3 nous procéderons à l'investigation empirique, enfin en guise de conclusion (section 4) nous présenterons une synthèse des principaux résultats obtenus.

2. La Revue de Littérature sur les coûts de l'inflation

Pour toute théorie à considérer (prendre) au sérieux, et en particulier employée comme base de l'analyse et la prescription économique (autre que son origine ou alors son originalité), c'est essentiel pour sa rélevance empirique et sa véracité d'être établies. Par conséquent, il n'est pas surprenant qu'il existe une vaste littérature à propos des faits empiriques des principaux tenants des théories qui proposent d'identifier les coûts de l'inflation. En particulier le résultat qu'il existe une corrélation (ou association) positive entre deux variables d'intérêt ne conforme pas sur aucune information à propos de leur ordre de causalité. Par conséquent, il devient nécessaire d'employer l'association positive alors observée dans le design des prescriptions de la politique économique comme l'intérêt d'identifier laquelle des variables cause l'autre. Ce n'est pas possible de donner une réponse à cette question avec le simple usage des coefficients de corrélation. Plus encore, il est usuel pour les variables dont la corrélation est d'intérêt d'être des variables endogènes dans la classe des modèles typiquement employés, et dans ce contexte les variables exogènes sont plus des « causes » naturelles. Cependant certains auteurs ont employé le concept de causalité à la Granger, qui est essentiellement l'un des concepts de préséance temporelle ou de rétroaction, pour explorer la nature de la corrélation entre des variables telles que écart-type et Moyenne. Marquez et Vining (1984) résument la majorité de la littérature avec la conclusion qu'invariablement ni écart-type ni Moyenne apparaît unidirectionnellement causer l'autre à la Granger, et qu'ils sont mieux décrit par un processus joint avec rétro action. Cette conclusion suit des auteurs précurseurs comme Fischer qui affirment qu'il existe d'autres facteurs qui conduisent, affectent (ou causent) à la fois la variabilité des prix relatifs généralement pris comme l'*écart-type* des variations (logarithmiques) de ces prix relatifs (Driffill, Mizon et Ulph 1990, p. 1057) et l'inflation généralement pris comme les variations (logarithmiques) agrégées de ces prix relatifs ce qui correspond à la *Moyenne*. En effet, d'une part le soucis de confronter l'hypothèse qu'une variabilité plus grande des prix relatifs est associée à une inflation plus importante avec l'évidence empirique il est prime à bord nécessaire de décider à propos des définitions appropriées et convenables de ces variables. D'autre part bien qu'il peut être argumenté que le logarithme des prix peut être intégré d'ordre 1 (Engle et Granger 1987) tel que la variance de séries temporelles n'est pas bornée, c'est nécessaire de relever que c'est la variance en coupe transversale qui est alors employée (tableau 1), et dans tous les cas il est moins probable que le logarithme des prix relatif est non stationnaire. Ensuite, bien que Taylor (1981) suggère que l'*écart-type en coupe transversale* des variations (logarithmiques) de prix relatifs (c'est-à-dire $\Delta \log p_{it} = DP_{it}$ ou de manière équivalente $\Delta \log(p_{it}/P_t) = DP_{it} - DP_t$ avec D l'opérateur de *Différence première*) plutôt que le niveau du logarithme de ces prix relatifs ($\log p_{it}$ ou de manière équivalente $\log p_{it}/P_t$) a été employé afin

d'éliminer le signal (qui est moins enclin à induire des coûts), l'identification du « vrai signal » avec une composante de trend stochastique est très restrictif comme en fait Taylor l'énonce. Pagan et Ullah (1997) prolongent cette discussion par l'idée que le contexte particulier des variables comme l'*écart-type en coupe transversale* des variations (logarithmiques) de prix relatifs est qu'ils sont des mesures du risque, ce qui appartient à la littérature relative au coût de l'inflation.

Comme nous obtenons une corrélation positive entre ces deux quantités nous allons dès à présent nous appuyer sur les résultats de Mizon et Thomas (1988) et Bryan et Cecchetti (1996) pour illustrer ce qui peut être un défaut à l'observation des simples corrélations (d'échantillon) entre les deux, nous allons à cet effet prendre appui sur les analyses de robustesse (hétéroscédasticité, autocorrélation asymétrie, Excess kurtosis, normalité) d'une équation de régression entre ces deux quantités avec l'*écart-type* comme la dépendante.

Un autre effet probable de l'inflation porte sur les réserves internationales de change selon les principaux modèles d'attaques spéculatives. L'intérêt des modèles d'attaques spéculatives, comparativement aux modèles de cible (ou objectif) de Change, est qu'ils permettent aussi de dégager des prédictions intéressantes sur le comportement attendu de l'autorité monétaire même, d'une part dans ce cas où l'autorité monétaire agit directement sur le marché de Change à l'aide d'instruments cambiaux, d'autre part dans l'éventualité où le taux directeur de la Banque Centrale est nul, cas pourtant pertinent en zone CEMAC au regard de la politique de détente permanente du taux directeur poursuivie jusqu'à l'heure actuelle par la BEAC, ceci depuis juin 1994 suite à la maîtrise des tensions inflationnistes occasionnées par la crise de change de janvier 1994 où le *peg* est réévalué en faveur de la monnaie ancre (le *franc français* et aujourd'hui l'*euro* depuis le 1^{er} janvier 2002), soit une dévaluation du *franc CFA* de 50% pour l'établir au taux de 1 *franc français* contre 100 *franc CFA*, soit 1 *franc français* contre 50 *franc CFA* avant l'ajustement du Change (c'est-à-dire la dévaluation opérée le 12 janvier 1994).

Box: attaques spéculatives et modèles de crise de change — R.P. Flood et P. Garber (1984) —

Supposons que l'autorité monétaire annonce (ou que le marché anticipe) qu'à l'instant t au taux de change en vigueur les opérations d'achat et de vente de devises contre la monnaie nationale ne pourront plus être satisfaites ; soit l'abandon du *peg*. A cet effet, pour tirer profit (ou alors pour ne pas être perdant) de cet abandon future (et probable) du *peg*, les agents provoqueront la crise (c'est-à-dire l'abandon du *peg*) avant la date envisagée par l'autorité monétaire ; il s'agit des attaques spéculatives, c'est-à-dire des opérations d'achat et de vente de la devise contre la monnaie nationale en faveur d'une dévaluation (ou réévaluation) de la monnaie nationale.

Ce mécanisme n'épargna pas la crise qui frappa la zone franc dont le déroulement défraya la chronique avec la dévaluation du *franc CFA* en janvier 1994 : en effet, suite aux rumeurs d'une

dévaluation, le rachat des billets de banque en FCFA auprès des sources situées hors de la zone porta sur des montants annuels très élevés, de 9 à 10 milliards de franc français entre 1992-1993 (Celestin Monga et Jean-Claude Tchatchouang, 1996), de telle sorte que les autorités monétaires décident, non seulement, de suspendre la convertibilité de ces billets, mais aussi, de majorer de 50 points de base, entre novembre 1993 et décembre 1993, le taux directeur de la BEAC, pour l'établir à 11.50%.

L'intérêt de ces modèles d'attaques spéculatives est de montrer qu'en dehors du mécanisme stabilisateur traditionnel du taux de change par le différentiel de taux d'intérêt il existe un autre mécanisme stabilisateur en faveur de la préservation du *peg* (c'est-à-dire du taux de change), à savoir la variation du stock d'avoir en devises dont l'avantage est d'être opérationnel même dans l'éventualité où le taux directeur de la Banque Centrale est nul et que le mécanisme correcteur traditionnel par le différentiel de taux d'intérêt ne peut plus être mis en œuvre.

Pour une tentative de formalisation : soit t_c la durée de temps observée avant l'abandon du *peg*, R_0 le stock initial de réserves (c'est-à-dire d'avoir en devises), μ le taux de croissance du crédit domestique. Sous l'hypothèse que l'autorité monétaire est vouée à la défense du *peg* tel que le mécanisme correcteur par le différentiel du taux d'intérêt est vérifié, **R.P. Flood et P. Garber (1984)** montrent que :

$$t_c = \theta R_0 / \mu - \alpha$$

Autrement dit, plus le stock initial d'avoir en devises est important plus il faudra attendre avant que ne se produise l'abandon du *peg* et l'entrée en crise. Donc en ce qui concerne la relation testable associée au comportement attendu de l'autorité monétaire lorsqu'il recourt à la variation du stock d'avoirs en devises pour défendre le *peg* on peut dire qu'elle est la suivante : il existe une corrélation positive entre le stock d'avoir en devises de la nation et le degré d'attachement que l'autorité monétaire porte au *peg*.

Par conséquent, notre objectif principal est de prouver que le temps d'abandon du *peg* est telle que la disponibilité en réserves est une fonction croissante de l'intérêt que porte l'Autorité Monétaire au *peg*. Puisque l'un des intérêts du mécanisme de change de la Communauté porte sur la stabilité monétaire et des prix en particulier avec la relation de parité relatives des pouvoirs d'achat qui permet l'égalisation des taux d'inflation entre les économies de la Communauté et l'économie ancre, des arguments sont ainsi donnés pour la mise en relation d'une relation entre la variation des réserves de change et l'inflation.

3. Investigation empirique

Notre analyse commence par la simple évaluation des moments d'échantillon. Notre ensemble de données est constitué de 68 composantes de l'Indice des cours des produits primaires, disponible en fréquence annuelle entre 1990-2018. Les données sont extraites de la Base de données (*en ligne*) du Fonds Monétaire International (FMI) sur le prix des produits primaires le *Primary Commodity Price System (PCPS)*. Le nombre de composantes choisies est le maximum qui nous permet de maintenir le même nombre d'observations sur l'ensemble ou la totalité de la période d'échantillon.

Nous commençons par l'évaluation de l'inflation sur chacune des composantes sur k périodes. Comme :

$$\pi_{it}^k = \frac{1}{k} \ln(p_{it}/p_{ik}) \quad (1)$$

où p_{it} est le niveau de l'indice pour la composante i au temps t .

L'équation (1) permet alors d'obtenir le taux d'inflation à chaque période du temps comme :

$$\pi_t = \sum_i \pi_{it}^k / n \quad (2)$$

où n est le nombre de composantes.

Le Tableau 1 présente le résultat des moments sur un horizon d'une période ce qui correspond à la mesure conventionnelle de l'inflation ; l'avantage est de pouvoir contrôler le nombre d'observations dans le temps des moments associés. En outre, afin d'avoir une idée de la reconsidération de Bryan et Cecchetti (1996) sur l'existence en échantillon (fini) d'un biais (large positif) dans ces statistiques nous compléterons les résultats avec le moment d'ordre 4 à savoir le kurtosis puisque Bryan et Cecchetti (1996) montrent que la taille de ce biais dépend de la largeur des bornes de la distribution de laquelle l'échantillon généré au cours des simulations ce qui signifie que plus est élevé le kurtosis plus importante alors sera ce biais.

De ce fait, en raison de la disponibilité des données il ne sera par conséquent pas possible d'avoir une vue descriptive c'est-à-dire les moments associés aux variations de l'indice des cours de produits primaires pour les années 85/86 où la forte dégringolade de ces cours de produits primaires a octroyé à la décennie 90 le qualificatif de décennie « perdue » pour la plupart des économies émergentes en raison du marasme alors occasionné par cette dégringolade (Lynn et McCarthy 1989) et 70 avec le choc de l'OPEP qui produit le renchérissement des prix de l'alimentaire et de l'énergie. De ce fait, en guise d'examen préalable des données, l'on examinera alors seulement l'année 2014 marquée par la forte dégringolade des cours des produits pétroliers.

Tableau 1 : moments d'échantillon des variations logarithmiques de prix pour 68 composantes de l'indice de cours des produits primaires

Obs	Moyenne	Asymétrie	Écart-type	Kurtosis	N
1991	-0,06	0,77	0,15	2,86	60
1992	-0,02	-0,96	0,14	2,53	61
1993	-0,00	0,48	0,19	1,66	68

1994	0,09	1,19	0,20	2,90	68
1995	0,07	0,06	0,13	-0,60	68
1996	0,03	0,19	0,16	-0,10	68
1997	-0,04	0,26	0,15	0,88	68
1998	-0,12	0,70	0,20	0,64	68
1999	-0,07	0,00	0,18	-0,1	68
2000	0,06	0,66	0,23	0,38	68
2001	-0,03	-0,09	0,16	-0,31	68
2002	0,01	-0,16	0,20	0,96	68
2003	0,12	1,15	0,19	8,30	68
2004	0,16	0,96	0,19	1,31	68
2005	0,07	0,29	0,19	-0,20	68
2006	0,15	0,41	0,21	1,57	68
2007	0,16	0,43	0,21	0,39	68
2008	0,15	0,25	0,30	1,37	68
2009	-0,24	-0,47	0,26	0,88	68
2010	0,18	0,55	0,20	2,85	68
2011	0,18	-0,00	0,16	-0,45	68
2012	-0,08	-0,42	0,15	0,16	68
2013	-0,04	0,54	0,15	0,36	68
2014	-0,02	-0,15	0,15	-0,03	68
2015	-0,18	-0,38	0,20	1,50	68
2016	-0,04	-0,03	0,16	0,96	68
2017	0,07	0,94	0,16	3,68	68
2018	0,04	0,01	0,14	0,05	68
Statistiques					
Moyenne	0,02	0,25	0,18	1,22	67,46
Coefficient de corrélation Moyenne-Asymétrie	0,48				
Coefficient de corrélation Moyenne-variance	0,10				

Notes : N désigne le nombre de composantes effectivement prises en compte suivant la disponibilité des données.

Les figure 1 et 2 ci-dessous donnent une vue représentative de ces deux quantités respectives l'écart-type et la Moyenne.

Figure 1

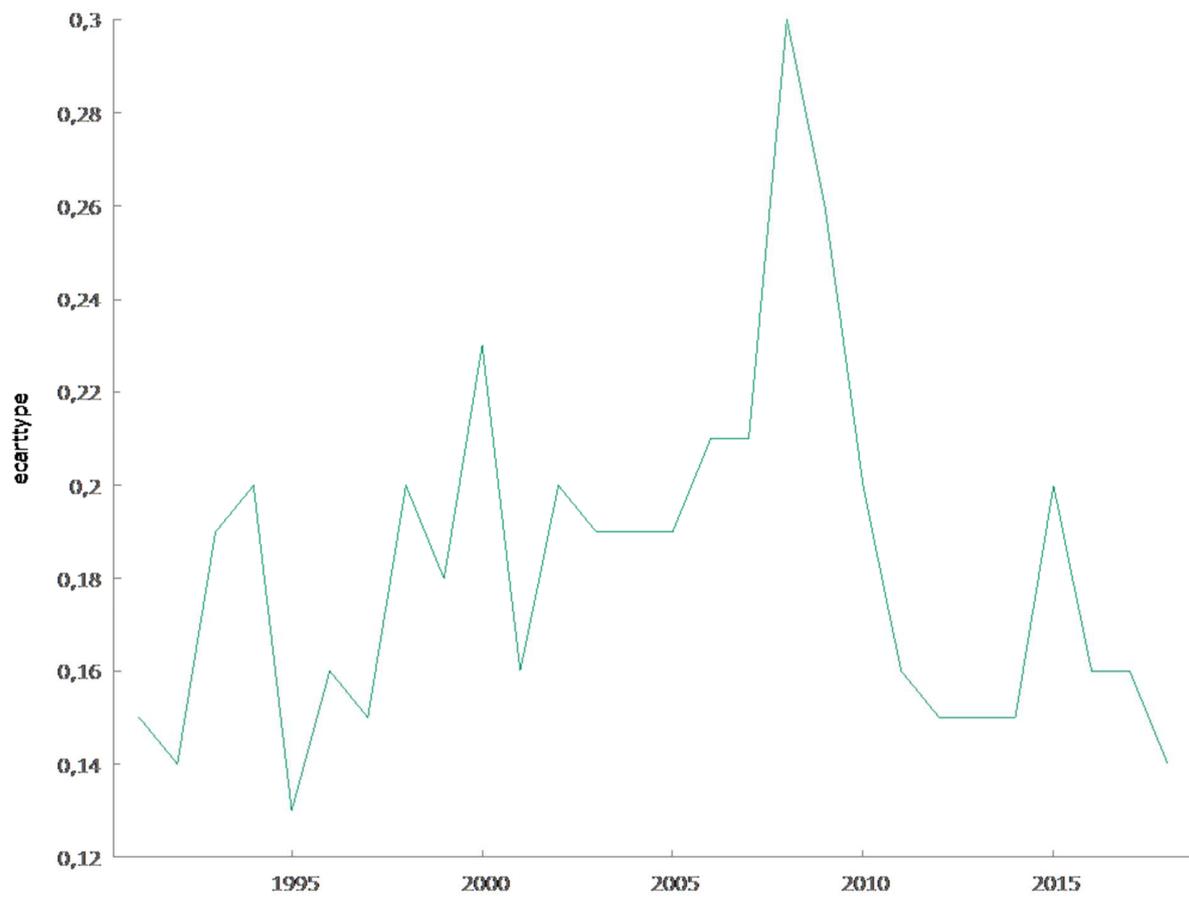


Figure 2



L'ensemble des résultats de l'analyse de robustesse de la régression a été consigné au tableau 2 ci-après. La première colonne correspond à la régression par la méthode des MCO alors que la seconde correspond à la régression par la méthode des MCO avec correction de l'hétéroscédasticité.

Tableau 2 : analyse de robustesse de la modélisation de l'écart-type, 1991-2018

	Écart-type _t	Écart-type _t
Constante	0,18 (0,01)*	0,17 (0,00)*
Moyenne _t	0,03 (0,06)	0,15 (0,07)***
Statistiques de l'équation		
<i>Nobs</i>	28	28
R^2 ajusté	-0,02	0,10
<i>DW</i>	1,07	1,26
Test de normalité du Khi-deux(2) ^a	7,36 (0,02)**	9,22 (0,00)*
Test pour ARCH(2) ^b	4,28 (0,11)	3,90 (0,14)

Notes : * (**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1% (5%, 10%). (.) désigne l'écart-type, (.) le niveau de significativité, *Nobs* le nombre d'observations disponibles pour la régression.

a. H0: loi normale.

b. H0: pas d'effet ARCH

Les statistiques de l'équation paraissent plus satisfaisantes dans le second cas où la théorie est validée ce qui revient à établir la robustesse des analyses précédentes en ce qui concerne la mesure de la variabilité des prix à l'aide de l'écart-type en coupe transversale des variations (logarithmiques) de prix relatifs.

En ce qui concerne la seconde relation entre les réserves internationales de change et l'inflation les données couvrent la période comprise entre 1960 et 2018 en fréquence annuelle pour l'inflation et les avoirs extérieurs nets des six économies de la Communauté. Nous userons d'une estimation en données de panel. Les résultats ont été consignés au sein du tableau 3 ci-après :

Table 3: corrélation entre les avoirs extérieurs nets et l'inflation

	OLS	Fixed Effects	Random effects
Constante	3,90414e+011 (26.15)*	3,89471e+011 (57.86)*	3,90414e+011 (26.15)*
Inflation	-8,38714e+011 (-6.174)*	-8,18891e+011 (-5.783)*	-8,38714e+011 (-6.174)*

Source: * (**, ***) null hypothesis is rejected at the 1% (5%, 10%) level of significance. (.) t-student.

Les résultats sont très encourageant en ce sens que tous les paramètres estimés ont le signe escompté et sont significatifs. Ainsi nous mettons en évidence une corrélation négative entre les avoirs en devises et l'inflation. Ce qui permet de conforter cette théorie des coûts de l'inflation selon laquelle elle (l'inflation) fait perdre à l'économie des parts de marché sur les marchés internationaux et de ce fait s'assimile à une dégradation de la performance ou alors de la compétitivité de l'économie. En ce qui concerne le mécanisme de change ce résultat permet de conforter les analyses précédentes des modèles d'attaques spéculatives selon laquelle le temps d'abandon du *peg* est telle que la disponibilité en réserves est une fonction croissante de l'intérêt que porte l'Autorité Monétaire au *peg* en l'occurrence désigné ici comme l'inflation. En effet, une inflation de plus en plus importante dans un mécanisme de change n'est-elle pas la preuve d'un intérêt peu important au *peg* dont l'objectif assimilé est de conduire à une désinflation de l'économie.

4. Conclusion

L'objectif de cet article est double: dans un premier temps, elle a été d'apporter une évidence empirique à la théorie des chocs d'offre selon laquelle une mesure convenable de tels chocs sont l'asymétrie et la variance des variations de prix. Cette évidence est effectuée sous la base de données relatives à l'indice de cours des produits primaires ce qui permet la comparaison avec des études comme Ball et Mankiw (1995) selon lesquelles l'Asymétrie est une meilleure mesure de ces chocs que la variance de ces variations de prix. En effet, l'instabilité qui caractérise les cours de produits primaires très volatiles (Collier et Dehn 2001) rend pertinent la comparaison entre l'Asymétrie et la variance des variations de prix comme mesures pertinentes des chocs d'offre puisque la variance réfère à la variabilité de ces variations de prix. Dans un second temps, d'évaluer l'effet économique attendu d'un accroissement de la dépendance vis—vis de l'extérieur dans un contexte d'accroissement des tensions inflationnistes. A cet effet, suite aux développements inhérents sur les modèles d'attaque spéculative nous avons apprécié la corrélation entre disponibilité en réserves de change et inflation dans l'idée que la dépendance extérieure requiert de disposer d'assez de réserves internationales de change.

Comme les résultats obtenus infirment des études comme Ball et Mankiw (1995) où la relation inflation-Asymétrie est beaucoup plus importante que la relation inflation-variance alors que Ball et Mankiw (1995) eux se servent de données relatives à l'indice de prix des produits industriels une évidence conforme semble apparaître en ce qui concerne l'analyse des marchés de produits primaires sur lesquels portent nos données puisque la tendance sur ce marché est à l'observation et l'analyse de la variabilité que de la direction des chocs c'est-à-dire entre augmentation et contraction des cours. Ce qui permet de corroborer les analyses selon lesquelles la performance de ce marché est tributaire de ces facteurs qui agissent sur la direction de l'évolution des cours tels que les subventions à l'exemple des programmes gouvernementaux en vigueur dans les pays du Nord, ou alors le taux de change, ou encore les aléas climatiques, ... (Baffes et Estur 2009).

5. Bibliographie

Baffes J. et Estur G. (2009) « Le contexte du marché », in D. Tschirley, C. Poulton et P. Labaste (eds), *Organisations et performances des filières cotonnières Africaines – Leçons des réformes*, Banque mondiale et Editions ESKA, Paris. 11-29.

Ball L. et Mankiw N.G. (1995) "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks", *NBER Working Paper* n° 4168.

- Bryan M.F. et Cecchetti S.G. (1996) "Inflation and the distribution of price changes", *NBER Working Paper* n° 5793.
- Collier P. et Dehn J. (2001) "Aid, Shocks, and Growth", *World Bank Policy Research Working Paper* 2688.
- Driffill J., Mizon G.E. et Ulph A. (1990) "Costs of inflation", in B.M. Friedman et F.H. Hahn (eds), *Handbook of Monetary Economics, Volume II*, Elsevier Science Publishers B.V. 1014-1062.
- Engle R.F. et Granger C.W.J. (1987) "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276.
- Kuikou O.V (2021a). "Lessons from the covid-19 crisis about living standard determinants: a dynamic panel data perspective. Case of economies of central African economic and Monetary community (CEMAC).", MPRA_paper 107962, University Library of Munich, Germany.
- Flood R. et P. Garber (1984) "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples", *Journal of International Economics*, vol. 17, pp. 1-16.
- Lynn R. et McCarthy E.D. (1989) "Recent economic performance of developing countries", *World Bank Policy Research Working Paper*, vol. 1, n° 228.
- Marquez J. et Vining D. (1984) "Inflation and relative price behavior: A survey of the literature", in M. Ballobon (eds), *Economic perspectives: An annual survey of economics*, vol. 3, Hardwood Academic Publisher, New York. 1-52.
- Mizon G.E. et Thomas S.H. (1988) "Relative price variability and inflation in an open economy: A monthly model for the UK 1972-1983", in G.W. McKenzie (eds), *International competitiveness in the UK Economy*, Macmillan, London.
- Monga C et J.C. Tchatchouang (1996) *Sortir du piège monétaire*, Economica, Paris.
- Pagan A.R. et Ullah A. (1986) "The econometric analysis of models with risk terms", *Discussion Paper* 127, Centre for Economic Policy Research, London.
- Taylor J.B. (1981) "On the relation between the variability of inflation and the average inflation rate", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 15, p. 57-86.