

Analyse Empirique De L'impact De L'instabilité De L'aide Publique Au Développement Sur La Croissance Économique Au Congo Brazzaville

Samba Bruno,

Faculté des sciences économiques, Université Marien Ngouabi, Brazzaville.
École supérieure de gestion et d'administration des entreprises (ESGAE),
Brazzaville. Ministère de la recherche scientifique et de l'innovation
technologique, Centre de recherche et d'études en sciences sociales et
humaines (CRESSH), Congo

Doi:10.19044/esj.2019.v15n34p193 [URL:http://dx.doi.org/10.19044/esj.2019.v15n34p193](http://dx.doi.org/10.19044/esj.2019.v15n34p193)

Résumé

Cet article contribue au débat sur l'efficacité de l'aide publique au développement au niveau macroéconomique. L'hypothèse émise est que l'aide publique au développement est favorable à l'augmentation du produit intérieur brut réel par habitant. Partant du fait que les nouvelles techniques économétriques ont la capacité de faciliter la réalisation des investigations dynamiques, l'instabilité est appréhendée comme une volatilité conditionnelle déployée par un modèle autorégressif conditionnellement hétéroscédastique généralisé. La série de la volatilité conditionnelle obtenue est utilisée dans un modèle de croissance endogène, augmenté et amélioré, comme une variable à part entière. En utilisant les données annuelles du Congo Brazzaville, sur la période 1968-2014, l'article teste si l'instabilité attendue de l'aide publique au développement est un facteur déterminant de l'efficacité de l'aide. En contrôlant les niveaux de la volatilité conditionnelle, l'aide constitue, *ceteris paribus*, un instrument puissant et complet. Dans l'ensemble des régressions, les corrélations trouvées sont significatives et positives entre l'aide publique au développement, la volatilité conditionnelle de l'aide et la croissance économique.

Mots-clés : Instabilité De L'aide Publique Au Développement, Volatilité Conditionnelle, Modèle Autorégressif Conditionnellement Hétéroscédastique Généralisé, Modèle De Croissance Endogène, Produit Intérieur Brut Réel *Per Capita*, Congo Brazzaville.

Empirical Analysis of the Impact of Instability of Public Development Aid on Economic Growth in Congo Brazzaville

Samba Bruno,

Faculté des sciences économiques, Université Marien Ngouabi, Brazzaville.
École supérieure de gestion et d'administration des entreprises (ESGAE),
Brazzaville. Ministère de la recherche scientifique et de l'innovation
technologique, Centre de recherche et d'études en sciences sociales et
humaines (CRESSH), Congo

Abstract

This article contributes to the debate on the effectiveness of official development aid at the macroeconomic level. The assumption is that official development aid is conducive to increasing real gross domestic product per capita. Starting from the fact that new econometric techniques have the capacity to facilitate the realization of dynamic investigations, instability is viewed as a conditional volatility deployed by a generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model. The series of conditional volatility obtained is used as a variable on its own, in an endogenous, augmented and improved growth model. Using the Congo Brazzaville annual data for the period from 1968 to 2014, the article tests whether the expected instability of official development aid is a determining factor in the effectiveness of such an. By controlling the levels of conditional volatility, aid constitutes, *ceteris paribus*, a powerful and comprehensive instrument. In all regressions, the correlations found are significant and positive between official development aid, conditional volatility of official development aid and economic growth.

Keywords : Instability of Public Development Aid, Conditional Volatility, Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity Model, Growth Model, Per Capita Gross Domestic Product, Congo Brazzaville

I. Introduction

L'aide au développement et la pauvreté restent au centre de l'attention de la communauté internationale (Celasun et Walliser, 2007). Le monde actuel vit dans la culture de l'aide (Moyo, 2009). Elle « est le fruit de la seconde guerre mondiale, de la décolonisation et de la Guerre froide » (Severino et Jacquet, *ibid.*, p.230).

Action de transfert, pour Collier (2012), l'aide internationale permet aux sociétés plus riches dans le monde, de transférer des ressources financières, de façon volontaire, vers celles qui sont dans la nécessité. Instrument complexe et hybride, d'après Severino et Jacquet (2002), l'aide internationale coordonne « transferts financiers, conseils économiques et techniques et transferts de connaissance ou de technologie » (Severino et Jacquet, 2002 : 230). Les justifications économiques des programmes d'aide originels sont suspectes (Griffin, 1991). Il y a vraisemblance que les concours apportés aux pays moins évolués peuvent avoir diverses finalités (buts non directement économiques : militaires¹¹, éviter les désordres sociaux et internationaux, etc.) ; en principe, on pose que le but assigné à ces concours est le développement (Leduc, 1963). Et, « on s'exprime parfois en termes de « croissance » » (Leduc, 1963 : 240).

La conception de la formalisation de son objet et surtout de l'interprétation de ses effets et son efficacité, a reçu beaucoup d'attention depuis la décennie 1960. En effet, l'efficacité de l'aide, comme le notent beaucoup d'auteurs et notamment : Guillemont (2009) et Gunning (2005), a été largement débattu ces dernières décennies. Un élément de controverse le plus aigu, depuis des années, a trait en effet à l'efficacité de cette aide (Mercieca, 2010). Alors que les questions, quant au fait de savoir : « Quel pays mérite d'être aidé ? Quel volume pour l'aide ? » (Jacquet, 2006a, 200b) et « Que devraient faire les bailleurs de fonds ? » (Gunning, 2005), n'ont été que très peu discutées ; la littérature y reste très vague. Ainsi que le relève Gunning (2005), « la littérature sur l'efficacité de l'aide cherche à identifier les contextes dans lesquelles celle-ci fonctionne, et non pas les raisons pour lesquelles elle devrait être fournie » (p.16).

La question qui se pose, est une question d'objectifs finaux (Gunning, 2005). Elle renvoie à la définition explicite de l'efficacité, sachant que l'aide est au service d'objectifs multiples. Beaucoup d'études s'intéressent à l'objectif de croissance (la performance macroéconomique) dans les pays bénéficiaires. Cette idée est acceptable parce que, comme l'observe Jacquet (2006a : 946), la croissance économique est l'un des objectifs intermédiaires pour la plupart des finalités de l'aide publique au développement, ou APD. Mais, dans cette perspective, les explications de l'efficacité semblent être différentes, selon la structure des modèles théoriques et empiriques retenus et, selon les chercheurs. Temple (2010) constate que les modèles théoriques sur l'aide sont très nombreux ; qu'il est très difficile de discriminer entre deux modèles concurrents.

Sur un plan théorique, les avancées des travaux analytiques dans le domaine de la théorie de l'échange international suggèrent que l'afflux de

¹¹ Sur ce point, voir aussi Rosenstein-Rodan, P. W. (1961 : 7-8).

l'aide aurait un impact négatif sur les performances économiques des pays qui sont aidés. Comme, en présence de distorsions, l'aide est susceptible d'emmener, d'une part, l'enrichissement des donateurs et, en parallèle, le plongeon des bénéficiaires sur le plan financier (cf. Cungu et Swinnen, 2003). Selon Djajic, Lahiri et Raimondos-Moller (1996), le facteur clé qui travaille en filigrane derrière ce résultat non conventionnel, est essentiellement l'effet de l'intensification de l'aide sur les termes de l'échange international.

Cependant, les spéculations tant théoriques qu'abstraites, qui sous-tendent les énoncés prescriptifs de l'économie du développement, partagent la caractéristique de reposer sur l'idée que l'aide constitue, dans les pays bénéficiaires, un bon moyen pour relever le niveau insuffisant du capital financier. L'argumentaire démonstratif se fonde ici sur le fait intrinsèque que le transfert de ressources financières, en réduisant les contraintes de ressources, se mue en propulseur de croissance économique dans ces pays.

Sur un plan empirique, toutefois, dans la littérature de l'économie du développement, différents auteurs obtiennent différents résultats numériques. En fait, ils sont confrontés au problème de niveau d'agrégation dans leurs évaluations. Il y a trois niveaux d'agrégation, savoir : micro, méso et macro-économique (Samuel Jones, 2012).

Au niveau micro-économique, les évaluations de l'efficacité de l'aide sont un peu rares. Une investigation systématique avec des données issues des Enquêtes Entreprises de la Banque mondiale, réalisée par les travaux de Chauvet et Ehrhart (2015), qui prennent en compte un panel de 4342 entreprises situées dans 29 pays en développement, dont 11 pays africains et considèrent les effets spécifiques des entreprises, montre un impact positif de l'aide au développement sur la croissance des entreprises.

Sous un autre niveau d'agrégation, le niveau méso, des travaux empiriques de Michaelowa et Weber (2006) et Dreher, Nunnenkamp et Thiele (2008), ont fourni la raison de croire que l'aide puisse permettre une augmentation de la croissance des taux de scolarisation. Mishra et Newhouse (2007) ont appliqué une étude de l'efficacité de l'aide au secteur de la santé, laquelle semble bien confirmer que l'aide améliore (c'est-à-dire réduit) la mortalité infantile. Alors que Ndikumana et Pickbourn (2016) trouvent que l'ADP augmente autant l'accès à l'eau potable et au système de santé dans les zones rurales en Afrique au sud du Sahara.

Au niveau macro, les résultats empiriques sont plus caractérisés par une ambiguïté qu'au niveau micro. Ndikumana (2012) et Durbarray, Gemmill et Greenaway (1998), parmi tant d'autres auteurs, reconnaissent et rapportent que les données de l'évaluation de l'efficacité de l'aide au niveau micro (sectorielle), sont nettement plus intéressantes (les données sont plus encourageantes en termes de gains liés à l'aide) que la situation macro. Cette ambiguïté s'appelle le « paradoxe micro-macro » (Samuel Jones, 2012 ;

Guillaumont, 2009). Les résultats macro sont très contrastés et ne peuvent offrir la possibilité de dégager un quelconque consensus. Yiew et Lau (2018) trouvent les raisons de cette incertitude dans le fait que les travaux macro sont basés sur une multiplicité de facteurs dont beaucoup n'ont, d'ailleurs, aucun lien établi avec l'aide et dont certains sont susceptibles d'impacter l'efficacité positivement ou non ; et sur des applications de techniques économétriques et des zones géographiques très différentes.

De l'inventaire de la littérature appliquée relative à l'impact macro-économique de l'aide, en fait, tel qu'indiqué par beaucoup d'auteurs comme Yiew et Lau (2018), Ndikumana (2012), Mercieca (2010) et Cungu et Swinnen (2003), il résulte des apports de trois natures. Un apport est de certaines recherches menées pour montrer que l'aide est efficace : voir par exemple Karras (2006), Gomanee, Girma et Morrissey (2005), Dalgaard, Hansen et Tarp (2004), Hansen et Tarp (2001), Levy (1988) et Papanek (1973)¹². Un autre apport est que l'aide n'est pas efficace : la relation de dépendance statistique n'existe pas (Jensen et Paldam, 2003 ; Lensink et Morrissey, 1999 ; Boone, 1996, 1994 ; Mosley, Hudson et Horrell, 1987 ; Mosley, 1980), ou est négative (Mitra et *al.*, 2015 ; Mitra et Hossain, 2013 ; Mbah et Amassoma, 2014 ; Hoda, 2013 ; Brautigam et Knack, 2004 ; Gong et Zou, 2001 ; Weiskopff, 1972 ; Griffin, 1970 ; Griffin et Enos, 1970), ou encore l'aide impacte négativement la croissance initialement mais qu'elle y contribue positivement après une période de temps donnée (Yiew et Lau, 2018). Hussain et *al.* (2018) trouvent des résultats mitigés : négatif pour le Pakistan et positifs pour le Bangladesh, l'Inde et le Sri Lanka. Un dernier apport enfin, visant à donner à ce débat des éléments objectifs de réfutations et utilisant des techniques empiriques plus ou moins sophistiquées, établit que l'aide est efficace, mais sous certaines conditions locales seulement (Burnside et Dollar, 2000 ; Banque Mondiale 1998).

L'originalité des travaux de Lensink et Morrissey (1999), est de tester si l'instabilité inattendue (incertitude) et l'instabilité attendue affectaient la relation aide-croissance. Ces auteurs développent l'analyse de ce problème sur un panel de 75 pays en développement dont 36 sont situés en Afrique, dans deux types modèles simples : un premier type de régressions prend en compte l'incertitude (instabilité inattendue) et un second type considère l'instabilité attendue. Dans le modèle avec incertitude, la relation est significative ; l'aide obtient un signe positif et l'incertitude un signe négatif : l'efficacité est expliquée par l'incertitude qui est amenée à réduire la croissance. Alors que, dans le modèle avec instabilité attendue, la relation n'est pas significative. Ainsi, par ce raisonnement, Lensink et Morrissey (1999) montrent que

¹² Pour Levy (1988), l'aide permet de stimuler la croissance à travers une augmentation de l'épargne et du stock de capital et, pour Papanek (1973), l'aide contribue à l'amélioration de la productivité des travailleurs, grâce aux investissements dans le secteur éducatif et de la santé publique.

l'incertitude que l'instabilité, statistiquement, est le plus significatif déterminant de la croissance.

À noter qu'une telle démarche, dont la valeur et la pertinence ne peuvent être révoquées en doute, est tout de même très simplificatrice. L'incertitude ou même l'instabilité a un fondement logique. La grande question est celle de savoir ce qui adviendrait si l'incertitude et l'instabilité (volatilité) étaient intégrées dans un même et seul tout théorique, un même modèle pour être plus précis. Or, il est clair que cette double intégration, intéressante certes, peut affaiblir les conclusions de l'analyse de la relation aide-croissance. Il est aussi que cette double intégration peut impliquer des difficultés dans un contexte d'application.

D'autre part, Jacquet (2006a) qui raffine sur la question de l'efficacité de l'aide, considère que l'analyse de l'efficacité impose une appréciation au cas par cas, « plutôt qu'en moyenne, et dans une logique d'économie politique, où l'élément déterminant est l'équilibre des forces en faveur de la réforme, et la capacité de l'aide à faire pencher cet équilibre. » (p.943)

Par conséquent, l'objectif central de cet article est de documenter l'analyse macro-économique de l'efficacité de l'APD. Partant des difficultés de la littérature sur l'efficacité macro, la question de fond de cette recherche est la suivante : comment l'instabilité inattendue et l'instabilité attendue des revenus de l'APD s'articulent dans l'économie congolaise ?

Pour éclaircir la question, l'article effectue une analyse empirique à partir des données annuelles congolaises, couvrant la période 1968-2014, soit 47 années. Pendant cette période, classée dans le groupe des économies plus ou moins nécessiteuses, l'économie du Congo Brazzaville a bénéficié de l'APD, soit une croissance d'environ 60%, et ce, malgré la richesse du pays en ressources naturelles. Concomitamment, l'économie en question a réalisé progressivement une ouverture à l'international, implémenté des programmes d'ajustement structurels (PAS). Mais, elle est restée fixée sur une barre de revenu et une barre de capacité industrielle assez basses ; alors que le niveau de chômage et le niveau de pauvreté ont évolué à la hausse. Le taux de croissance démographique (plus de 2% par an en moyenne) s'est renforcé, du fait de l'amélioration de l'espérance de vie et de l'immigration. Entre 1968 et 2014, le pays a traversé plusieurs crises politiques, entrepris des réformes importantes pour améliorer l'environnement institutionnel politique. Ce qui explique que ce pays soit raisonnablement un bon cas d'analyse pour apprécier la relation entre l'ADP et la croissance économique.

Ainsi le reste de ce papier est-il construit. Dans une première étape, les évolutions de la littérature sur l'efficacité de l'aide, sont considérées. Dans une deuxième étape, la méthodologie de la recherche est exposée. Dans une troisième étape, l'article teste économétriquement le modèle de croissance retenu, explicite et discute des résultats obtenus pour le Congo Brazzaville.

Enfin, dans une dernière étape, les conclusions de l'étude et quelques axes pour la recherche future sont fournis.

II. Survol de la revue de la littérature

II.1. Théories sur l'aide et la croissance économique¹³

Captivée par l'expérience du plan Marshall pour la reconstruction de l'Europe et la réplification de cette expérience réussie dans d'autres continents, la littérature d'après-guerre considère la sous-accumulation¹⁴ comme un paradigme du développement et apprend que celle-ci est responsable du retard économique. La thèse lancée était trop excellente pour ne pas, d'emblée, être admise : les incitations à investir dans lesquelles s'inscrivent les investissements, sont déterminés par l'épargne qui, à son tour, est déterminée par le revenu par tête d'habitant. Les pays qui disposent d'un faible niveau de revenu par tête, ayant faible capacité d'épargne c'est-à-dire un déficit d'épargne, tant privée que publique, ont inéluctablement un faible taux d'investissement (Cissé, 1969 : 55 ; Grellet, 1986 : 69) et, par ainsi, ils se trouvent embastillés dans le cercle vicieux (Nurkse, 1953) de la pauvreté stationnaire qui élève un grand obstacle à leur développement économique et social. De façon très suggestive, le financement extérieur était envisagé pour dégager de la pauvreté ces pays, leur apportant les biens d'investissement indispensables.

Les premiers modèles de croissance ont appuyé les analyses qui sont proches de cet esprit et qui sous-tendent la vision du rôle central de catalyseur joué pleinement par le capital et la formation du capital physique dans le processus de développement. Le modèle de croissance originel type Harrod-Domar (Harrod, 1948 ; Domar, 1947, 1946), qui considère le secteur privé et suppose la linéarité de la relation entre l'investissement et la croissance dans le court terme, est présenté comme la formulation la plus expérimentée de la théorie du déficit. Pour ces deux auteurs, le taux de croissance économique est attaché exclusivement au niveau d'épargne, qui supposé égal à celui de l'investissement, en fixant le taux de croissance de la population et le niveau de dépréciation du capital.

Mais, cela n'est pas un argument absolument convaincant. D'autres études ont recouru à un modèle de croissance, augmenté pour clarifier les choses : Chenery et Strout (1966), Bacha (1990) et Taylor (1990) sont parmi les plus connus.

¹³ La présentation de ce point s'inspire un peu de Mercieca (2010).

¹⁴ Pour les auteurs comme Nurkse et Rostow, les pionniers de la théorie du développement, le sous-développement est une sous-accumulation. Pour R. Nurkse (1953) avec son idée de l'existence des cercles vicieux de la pauvreté, ces pays sont dans une situation d'équilibre suboptimal, tandis que pour W. W. Rostow (1962) et ses étapes de la croissance, il s'agit d'un simple retard. Ces étapes sont : société traditionnelle, mise en place des conditions préalables au changement ou au décollage, décollage, progrès vers la maturité, ère de consommation de masse ou de la société de consommation.

Chenery et Strout (1966) qui, tout en gardant l'hypothèse de linéarité de la relation entre l'investissement et la croissance dans le court terme, déploient la théorie du double déficit (le modèle de Harrod-Domar en économie ouverte) et confirment la mise en évidence du déficit d'épargne, ont fourni une explication améliorée, caractérisant en plus un déficit de change et percevant qu'il y a très peu d'évidence que les pays en développement produisent des recettes d'exportation indispensables à l'importation des biens d'équipement à des fins d'investissement productif. Le raisonnement ainsi conduit, a poussé les auteurs à préciser simplement l'impact de l'aide étrangère sur l'épargne ou sur le change.

La réponse accordée par Bacha (1990) et aussi Taylor (1990) à cette question d'importance, suit cette approche et développe un modèle à triple déficit (modèle d'Harrod et Domar en économie ouverte et avec un secteur public). Ils ont légitimement estimé que beaucoup de gouvernements de pays en développement n'ont pas la capacité de constituer des revenus domestiques nécessaires pour financer, de façon efficiente, le niveau d'investissement désiré. Le raisonnement ainsi conduit, a poussé les auteurs à préciser que l'aide financière étrangère octroyée au gouvernement tend à être prépondérante dans la réduction de ce déficit budgétaire, à la condition qu'elle soit éventuellement utilisée à des fins d'investissement.

L'examen de la littérature relative à l'aide montre, pour ce qui concerne l'analyse des modèles de Solow (1956) et de croissance endogène, les théories de la croissance de long-terme qui placent la croissance sous la dépendance de plusieurs facteurs autres que la formation du capital physique, que des résultats différents peuvent être décrochés. Sans nul doute a-t-on publié des masses d'écrits sur la question de l'efficacité de l'aide. Sauf que les travaux, en dépit de la présence des trois déficits et notamment : le déficit de l'épargne, des devises et des revenus intérieurs que l'aide est susceptible de financer, ont pour l'essentiel tenté de serrer d'un peu plus près la première de ces insuffisances. Ils ont mis l'ancrage sur la relation qui existe entre l'aide financière étrangère et l'épargne.

II.2. Conditions du pays et l'efficacité de l'aide

L'appréciation quantitative de l'efficacité de l'aide dans les pays aidés est très complexe. Quel que soit le cadre utilisé, la formalisation pose un problème pratique dans la définition de l'efficacité de l'aide. En décrivant la croissance et l'aide comme relation de référence dans cette évaluation, les auteurs supposent que l'amélioration de la performance économique, pour permettre aux pays de surmonter les difficultés rencontrées, serait un des attendus et des objectifs visés par cette aide.

L'optimisme des tenants de l'efficacité de l'aide n'a pas été contesté par la recherche appliquée sur l'aide des années 1950-1960 ; laquelle est parvenue,

effectivement, à fournir une base conceptuelle à cet optimisme. Des déterminations de quantum d'aide considérés comme les plus favorables, tant du point de vue des pays fournisseurs que de celui des pays récepteurs, pour reprendre les termes de Leduc (1963 : 252) et des taux de croissance anticipés (voir par exemple Chenery et Carter, 1973) pour ces derniers pays, ont été véhémentement « challengées ». Selon Griffin (1991), les bénéfiques économiques de l'aide en termes de développement de long terme sont restés négligeables. Chenery et Carter (1973), White (1994, 1992) et bien d'autres encore, ont fait cette constatation : matériellement, ces niveaux d'aide ont été plus que réalisés, mais le taux de croissance prévu ne l'a pas fondamentalement été. Ces considérations ont offert la possibilité d'une certaine suspicion envers les prédictions théoriques du lien entre l'aide et l'épargne.

Pour Landau (1971), l'effet négatif de ces concours extérieurs sur l'épargne domestique pouvait s'expliquer par le phénomène de double déficit : l'inefficience de la transformation des flux du capital augmentés en investissement. Cependant, des recherches empiriques subséquentes ont laissé entrevoir que la relation entre l'aide étrangère et l'épargne domestique était si obscure, difficile à comprendre qu'on ne l'aurait auparavant conjecturé. En effet, plusieurs travaux, comme ceux de Ouattara (2006), Boone (1996), Papanek (1972), Griffin (1991, 1970) et Griffin et Enos (1970), ont révélé que, au lieu de l'encourager, l'aide financière étrangère a souvent tendance à déprimer l'épargne domestique. Ces auteurs ont justifié, d'un point de vue théorique, le phénomène de l'éviction de l'épargne intérieure du fait de l'aide financière, par le relâchement de l'effort étatique dans la perception d'impôts et taxes, lorsque l'État jouit d'une aide budgétaire étrangère. Ce relâchement entraîne alors une baisse des recettes fiscales, ce qui plonge davantage l'épargne du secteur public, une composante supposée essentielle de l'épargne domestique brute. Swaroop, Jha et Rajkumar (2000) ont publié un article qui conclut à un effet d'éviction nul. Brun, Chambas et Guerineau (2008) n'identifient pas une relation d'éviction, mais illustrent plutôt une relation de complémentarité.

Le travail réalisé en 2000, par Burnside et Dollar (désormais BD00), deux économistes de la Banque mondiale marqués par la lecture des écrits de Boone (1996), semble-t-il, représente un point culminant de la littérature empirique sur l'efficacité macro de l'aide. En effet, dans l'approche qui est la leur, l'efficacité est saisie à travers le coefficient du terme de l'interaction entre l'aide et la politique, algébriquement $\text{aide} \times \text{politique}$. Obtenu, par estimation économétrique, ce coefficient est positif et statistiquement très significatif. Ces auteurs parviennent, ainsi, à expliquer que l'aide au développement ne serait efficace et n'affecterait positivement la croissance économique que dans les pays qui mettent « en œuvre de « bonnes » politiques macroéconomiques.

Une « bonne » politique macroéconomique est, dans leur intelligence, supposée faire un mix entre une forte ouverture au commerce international, une faible d'inflation et un faible déficit budgétaire.

Ainsi que Ndikumana (2012) l'a souligné, les implications politiques de la proposition de BD00 suscitent des inquiétudes. Véritablement, cette proposition laisse suggérer d'octroyer l'aide uniquement aux pays ayant mis en œuvre, de manière avérée, de bonnes politiques macroéconomiques. Ce qui est aussi dire que l'aide doit être conditionnée à la qualité des politiques. « Plus fondamentalement, cette proposition signifie que les pays à faible revenu dont les institutions et les cadres politiques sont déficients, surtout s'ils sortent d'un conflit, deviendraient orphelins de l'aide et seraient enfermés dans un cercle vicieux entre pauvreté et portion congrue d'aide. » (Ndikumana, 2012 : 133)

L'article de BD00 a souvent été utilisé en référence dans la littérature ces dernières décennies, parce que celui-ci a, non seulement, motivé des recherches non superfétatoires, mais aussi, généré tant de controverses. Des études empiriques, multiples, avec parfois plus ou moins de réussite, se sont évertuées de certifier effectivement les résultats de cet article.

Collier et ses associés ont entrepris de telles certifications. Leurs études empiriques semblent confirmer les mises en évidences de BD00. Tout d'abord, Collier et Dehn (2001) qui, tout en évoquant l'obligation de « bonnes politiques », le terme aide×politique, considèrent un second terme d'interaction, savoir : aide×choc négatif, et appliquent la méthode MCO. Ils trouvent que ce dernier terme est significatif : l'aide serait donc efficace dans les pays qui subissent des chocs négatifs.

Ensuite, Collier et Dollar (2002) qui, comme le reconnaissent Clist, Isopi et Morrissey (2011), étendent l'approche de BD00, en renforçant l'efficacité de l'aide dans la réduction de la pauvreté, et considèrent autant le terme interactif ((aide/PIB)×politique). Ils recourent à une spécification et une base de données différentes que BD00. Les résultats économétriques révèlent que le coefficient associé à la variable aide/PIB, n'est pas statistiquement significative ; ce qui laisse suggérer que l'aide toute seule n'a aucun impact sur la croissance. Cependant, l'association de cette variable explicative avec une variable politique, soit ((aide/PIB)×politique), la rend très significative ; et, elle a un effet positif sur la croissance. Par ailleurs, Collier et Dollar (2002) présentent une allocation de l'aide efficace en termes de réduction de la pauvreté ; une déviation de l'allocation effective par rapport à cette allocation efficace permet de mesurer les points de réduction de la pauvreté, abandonnés.

Enfin, Collier et Hoeffler (2004) qui, pour continuer dans la même veine, augmentent la régression de BD00, ébauchant une variable intégrée d'ordre 3 (aide×politique×post conflit) et réalisant une spécification MCO. Ils montrent que l'aide possède un impact positif particulièrement dans un environnement sans guerre civile.

Pour leur part, Hansen et Tarp (2001) modifient quelque peu la régression de BD00. Ils ont recouru et expérimenté le terme aide au carré (aide×aide). À la différence des travaux référencés ci-dessus, ils étalent la méthode des moments généralisés. Dans les estimations obtenues, le coefficient de l'aide est positif, tandis que celui de l'aide au carré est négatif, comme d'ailleurs le coefficient de l'aide retardée est aussi positif et celui de l'aide au carré retardé négatif. Ils ont nuancé l'optimisme de BD00 en concluant que l'aide est efficace, mais indépendamment de la politique, elle peut négativement influencer la croissance.

Alors que les estimations de Yiew et Lau (2018) sur un panel de 95 pays en développement, ont montré, pour la période 2005-2013, une fonctionnelle en forme de U entre l'aide et la croissance économique : en effet, le coefficient de l'aide est négatif et celui de l'aide au carré est positif. Ce qui laisse suggérer, non seulement, que l'effet est négatif au début et devient positif par la suite, mais aussi, de manière ou d'autre, que l'aide peut impacter positivement la croissance indépendamment des conditions locales.

Cungu et Swinnen (2003) adoptent une méthode qui éprouve le terme d'interaction aide×politique libérale et deux termes d'interaction quadratique, notamment : aide² et aide²×politique libérale. Les conclusions de leurs travaux soulignent que l'impact est fort lorsque l'aide est associée à la politique de libéralisation économique.

Guillaumont et Chauvet (2001) et Dalgaard, Hansen et Tarp (2004), stimulés par la publication de BD00, proposent respectivement un modèle macro-économétrique qui, par construction, exclut que l'efficacité de l'aide sur la croissance soit conditionnelle aux politiques mises en œuvre, et conduit à se questionner plutôt sur le rôle joué par une large variété de conditions, propres au pays bénéficiaire, dans cette efficacité. Ils apportent, en conséquence, une critique à l'approche de Collier et Dollar (2002), et clairement, soutiennent que l'allocation de l'aide ne peut s'appuyer sur le niveau de pauvreté du pays receveur.

Guillaumont et Chauvet (2001) croisent l'aide et une mesure de la vulnérabilité aux chocs extérieurs (aide×environnement). (Par environnement, ils entendent la vulnérabilité économique). Ils discutent deux approches d'estimation dans l'étude : une spécification où les paramètres sont supposés être mesurés avec les moindres carrés ordinaires (MCO) et une spécification avec les doubles moindres carrés (DMC). Dans l'une ou l'autre spécification, ils obtiennent un signe négatif sur le terme d'interaction. Ce résultat permet de comprendre donc que l'aide travaille mieux dans les pays avec un mauvais environnement.

Dalgaard et *al.* (2004) produisent une réflexion, qui est apte à contribuer à la compréhension de l'efficacité de l'aide, selon la délimitation des régions du globe (aide×zone tropicale). Le résultat obtenu avec la méthode des

moments généralisés, dévoile un coefficient de l'aide positif et significatif, alors que celui du terme d'interaction est négatif et significatif. L'interprétation de ce résultat est que l'aide est efficace, sauf sous les tropiques.

Rajan et Subramanian (2008) conduisent une recherche empirique pour prouver la fragilité des résultats obtenus dans cette littérature. Les estimations en données de panel, effectuées par application de la méthode des moments généralisés et la prise en compte du problème d'endogénéité, dans les différentes régressions, montrent que le terme interactif de l'aide au carré n'est pas significatif, ni celui de aide×politique, ni d'ailleurs celui de aide×géographie. Alors, ils ont enseigné sur la base de ces estimations, qu'il est difficile de discerner un effet de l'aide systématique sur la croissance avec les données de panel. Les impacts de l'aide trouvés peuvent être significatifs sur la croissance, positifs et négatifs, mais ils ne tiennent pas lorsqu'on vérifie leur robustesse face aux choix de spécifications à la disposition du chercheur.

Une méta-analyse réalisée par Mekasha et Tarp (2011), réexaminant et discutant des résultats de Doucouliagos et Paldam (2008), constate que l'effet de l'aide sur la croissance est positif et significatif. Toutefois, concernant les travaux qui intercalent le terme d'interaction dans la relation aide-croissance, Mekasha et Tarp (2011) insinuent que les méta-analyses ont besoin de trouver une voie pour incorporer correctement l'effet partiel de l'aide. La méta-analyse, selon la définition qu'en donnent Mekasha et Tarp (2011), c'est une régression par analyse de régressions, qui est employée aux fins de synthétiser les résultats d'un groupe d'études tout en gardant l'hétérogénéité entre ces études. Celle-ci est finalement susceptible de favoriser une appréciation quantitative, plus systématique et plus objective, d'un ensemble de résultats existants.

La réfutation la plus ferme à l'encontre de la robustesse des résultats empiriques de BD00, est le fait de Easterly, Levine et Roodman (2004), Roodman (2007) et Chatelain et Ralf (2012).

D'une part, Easterly et *al.* (2004) travaillent sur une base de données, qui étend celle de BD00 de 1970-93 à 1997 et considèrent six pays de plus, mais la même spécification du modèle et la même technique économétrique que BD00. Dans ce contexte, ils observent la non-significativité statistique du terme interactif. Ainsi, ils ont considéré que l'argument essentiel de BD00, selon lequel les avantages de l'aide ne sont parfaitement exploités que dans un bon environnement politique, dépend particulièrement du seul fait que BD00 avait supprimé cinq observations dans la base de données disponibles.

D'autre part, Roodman (2007), pour tester l'hypothèse d'absence de linéarité dans la relation croissance-aide, réalise une méta-analyse sur les

travaux qui incluent le terme d'interaction (aide×X)¹⁵. S'intéressant aux écrits, non seulement, de BD00, mais aussi, de Collier et ses associés, Guillaumont et Chauvet (2001), cet auteur procède à l'extension de la base de données de BD00 jusqu'en 2001, d'une part et améliore les autres aspects de la modélisation, d'autre part. Les résultats de cette recherche n'apportent aucun soutien empirique à la relation aide-politique, ni aide-environnement (les résultats de Guillaumont et Chauvet sont dus à l'existence des points aberrants, selon Roodman). Roodman (2007) fait observer que la diversité des résultats dans l'approche à *la Burnside-Dollar*, montre que beaucoup sont fragiles.

Parmi les critiques très sérieuses de BD00, Chatelain et Ralf (2012) adoptent une attitude résolument différente, puisque leur étude raffine sur la question de la variable intégrée au moyen d'une démonstration économétrique, basée sur les tests de la stabilité des indépendances conditionnelles (un paramètre serait nul en régression simple et différent de zéro en régression multiple et vice-versa). Pour ces auteurs, en effet, la difficulté du modèle de BD00 vient du fait que, par sa constitution, celui-ci est concerné par les régressions à effet élevé (en valeur absolue) et statistiquement significatif, mais indécidable et instable. Ces régressions sont purement et simplement fallacieuses (Chatelain et Ralf, 2012). La conclusion de Chatelain et Ralf (2012), prend l'aspect d'une mise en pleine lumière de vraies défaillances de l'approche de BD00.

En dépit de ses limitations théoriques et de l'inexistence jusqu'à présent d'un quelconque consensus sur l'optimalité d'une politique donnée, l'optique de BD00 est, avec l'adoption des termes interactifs, très instructive. Elle semble conduire, grâce aux extensions et aux observations économétriques, à discerner que l'aide pourrait être efficace du fait de la qualité des politiques implémentées ; et, elle peut dépendre de certaines conditions locales.

Dans le cadre de cette étude, l'hypothèse de recherche suivante, qui commence à apparaître comme une sorte de fait stylisé dans la littérature empirique exposée ci-dessus, est aussi suggérée : *H1. L'APD par habitant peut influencer, négativement ou positivement, le taux de croissance du PIB réel per capita indépendamment de l'environnement (économique, institutionnel).*

II.2. Instabilité de l'aide et efficacité de la croissance

Bulř et Hamann (2001) construisent une réflexion qui inclut la volatilité et l'incertitude des revenus de l'aide et examine l'évidence empirique des principales implications politiques. En ce qui concerne l'instabilité, les auteurs construisent une mesure de la volatilité relative qui consiste en un ratio de la variance de la tendance de l'aide sur celle de la tendance du revenu. En ce qui

¹⁵ La variable X peut être soit l'aide, soit l'environnement politique ou institutionnel.

concerne l'incertitude, les auteurs estiment une équation relative à la contribution marginale des engagements des donateurs, notés ici ED_t , vis-à-vis du pays concerné aux prédictions de déboursments, notées $PDEB_t$:

$$PDEB_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i PDEB_{t-i} + \theta ED_t + \varphi T + e_t \quad (1)$$

où T illustre une tendance temporelle et e_t est le terme d'erreurs.

Or, en 1999 déjà, Lensink et Morrissey, redoutant les insuffisances de la masse des écrits préexistants, avaient mis en évidence le fait que les travaux ont négligé un aspect fondamental, notamment : l'instabilité des revenus de l'aide à travers le temps. Formellement, cette dimension marque, jusqu'à aujourd'hui, l'objet et aussi les apories d'un grand nombre de modélisations distinguées dans la littérature. Les résultats de Lensink et Morrissey (1999) enseignent que cette instabilité est susceptible d'influencer l'efficacité apparente de l'aide en termes d'impact sur la croissance économique¹⁶.

Sur le plan méthodologique, s'inspirant de Gemmill et McGillivray (1998) et de Levy (1987), Lensink et Morrissey (1999) ont opté pour une décomposition de nature sophistiquée, qui admet formellement deux catégories d'instabilité :

- l'instabilité non anticipée (ou inattendue) qui illustre l'incertitude de l'aide :

$$AID_t = a_1 + a_2 T + a_3 AID_{t-1} + a_4 AID_{t-2} + e_t \quad (2)$$

$$AID_t = a_5 + a_6 AID_{t-1} + a_7 AID_{t-2} + e_t \quad (3)$$

Ce sont les estimations de l'écart standard entre, d'une part, l'observation de l'année et, d'autre part, la valeur de la tendance de cette année, obtenue par estimation de la tendance pour l'année à l'aide de la méthode des moindres carrés, qui fondent l'incertitude de l'aide ;

- l'instabilité anticipée (ou totale) qui est perçue comme une variabilité autour d'un trend temporel :

$$AID_t = a_8 + a_9 T + a_{10} T^2 + e_t. \quad (4)$$

Dans ces trois équations, la variable AID illustre l'aide au développement en pourcentage du PIB, T est la tendance temporelle et e le terme d'erreur qui vérifie les propriétés standards : $E(e_t) = 0$ (hypothèse de centralité) ; $E(e_t^2) = \sigma^2$ (hypothèse d'homoscédasticité - variance constante,

¹⁶ Cette disposition positive est aussi contenue, de manière ou d'autre, dans les travaux d'Uneze (2012) qui s'intéresse aux effets de l'aide au développement sur l'investissement. Uneze (2012) qui travaille sur 14 pays de l'Afrique de l'ouest (Benin, Burkina Faso, Cap Vert, Cote d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée Bissau, Mali, Niger, Nigeria, Sierra Leone, Sénégal et Togo) pour la période 1975-2008, un peu inspiré par Lensink et Morrissey (1999), opte pour le coefficient de variation comme mesure de l'incertitude de l'aide, en utilisant trois observations annuelles. Les résultats semblent indiquer que l'aide multilatérale impacte positivement l'investissement privé et non pas l'aide bilatérale, mais l'instabilité de l'aide a une influence négative sur l'investissement privé et, de ce fait, réduit l'impact de l'aide sur l'investissement privé.

c'est-à-dire la variance ne varie pas avec le temps) ; $E(e_t e_t') = 0$ (absence d'autocorrélation des erreurs).

Lensink et Morrissey (1999) utilisent les données de la Banque Mondiale (1998) ; l'analyse porte sur 75 pays en développement dont 36 pays africains, à travers la période 1970-1995. Dans les modèles de régression avec instabilité mesurée sur la base des équations 2 et 3, en appliquant l'approche des MCO, ils constatent, dans l'ensemble des résultats, que l'aide, du fait de son effet sur le volume d'investissement, a un impact positif significatif sur la croissance. Cependant que la volatilité de l'aide, dont le coefficient obtient un signe négatif, réduit l'efficacité de cette aide. Dans le résultat du modèle de régression qui se rattache à l'équation 4, en revanche, il apparaît que l'instabilité totale n'est pas statistiquement significative et, par conséquent, n'a aucun effet sur la réussite de la croissance. De ce travail, les auteurs concluent que ce sont les incertitudes, les écarts par rapport aux entrées attendues, qui engagent la croissance et non pas l'instabilité en soi.

La prise en compte de la dynamique de l'instabilité de l'aide en fonction du temps est très cruciale. Sauf que Lensink et Morrissey (1999), comme Bulíř et Hamann (2001) d'ailleurs, calculent des indices qui suggèrent que l'instabilité serait constante dans le temps. Pour rendre plus saisissantes les démarches qui ont été exécutées, il sied d'amener une précision essentielle. La précision est la suivante : l'instabilité inattendue c'est l'incertitude, elle se caractérise par son caractère imprévisible et sa relation avec les événements rares, Mohamed (2012) le note si bien, tandis que l'instabilité attendue (ou totale) c'est le risque (la volatilité), il se prédit et se prête à des mesures concrètes (cf. Mohamed, 2012). Or, la dynamique de l'instabilité issue de l'ADP, peut typiquement consister en une alternance des périodes, plus ou moins longues, de très fortes variations (très grandes valeurs) qui font place à de fortes variations (grandes valeurs), de signe identique ou opposé, et de très faibles fluctuations (très petites valeurs) qui sont suivies de faibles variations (petites valeurs), de signe identique ou opposé. Ce phénomène, mettant en évidence l'existence des valeurs extrêmes et de regroupement des extrêmes, c'est-à-dire grappes de volatilité (en anglais : volatility clustering), qui se nomme hétéroscédasticité conditionnelle, suggère que la variance conditionnelle varie avec le temps.

L'appréhension de la volatilité (variance ou variabilité) recourt actuellement, comme l'indique Mohamed (2012) et bien d'autres encore, à des modélisations où l'on réfute l'hypothèse de la constance de la variance, classique et très stricte, pour lui substituer une hétérovariance (ou variance changeante) autorégressive conditionnelle qui se nourrit de l'information antérieure (chocs, ou erreurs). En effet, d'après de nombreux écrits, l'utilisation des modèles autorégressifs conditionnellement hétéroscédastiques (en anglais : Autoregressive Conditional Heteroskedasticity - ARCH) ou

ARCH généralisé (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity - GARCH) améliore le degré de précision de la volatilité de façon significative. Ainsi, le travail présent use de l'approche GARCH dans la détermination de la volatilité de l'APD. Telle approche est fondamentalement appropriée pour mesurer l'effet de persistance de l'APD par habitant cohérent avec l'information disponible. Daba Fufa et Legesse Zeleke (2018) reconnaissent que la maîtrise de la variance conditionnelle permet l'élaboration intelligente de politiques, et surtout lorsque l'objectif visé consiste à optimiser l'impact de l'instabilité sur le taux de croissance du PIB par tête.

Cette étude incite naturellement à comprendre l'influence que la volatilité de l'APD pourrait avoir sur l'efficacité de la croissance au Congo Brazzaville. D'où l'hypothèse suivante :

H2. L'instabilité attendue, comme volatilité conditionnelle, est un facteur qui influence le taux de croissance du PIB réel per capita.

III. Méthodologie

III.1. Données

La vérification des hypothèses de recherche soutenues utilise une démarche méthodologique adaptée. La méthodologie repose sur une étude quantitative qui mobilise des données annuelles de l'économie du Congo Brazzaville, lesquelles s'étirent de 1968 à 2014 :

□ du PIB réel *per capita* au temps t , $PIBHab_t$, mesuré en dollars US constants, sachant que le PIB vise, d'une manière très synthétique, à mesurer la richesse créée dans un pays pendant une période donnée ;

□ de l'APD par habitant au temps t , $APDHab_t$;

□ du stock de capital au temps t , $STOCKCAP_t$ (prise comme proxy de l'accumulation du capital physique), mesuré en dollars US constants ;

□ de l'espérance de vie au temps t , $ESPVIE_t$, mesurée en nombre d'années ;

□ des importations et des exportations, d'une part, et du PIB, d'autre part, au temps t , mesurés en dollars US constants ;

□ de la consommation finale de l'administration au temps t , $TADM_t$ (prise comme proxy de la taille de l'administration publique), en pourcentage du PIB.

Les données sont extraites de la base de données World Development Indicators (WDI) de la Banque Mondiale, exception celles du stock de capital

qui sont tirés à partir du site de FRED (Federal Reserve Bank of St. Louis¹⁷) Data.

III.2. Modélisation

III.2.1. Modèle à volatilité conditionnelle

L'article s'offre à l'analyse de la variabilité de l'APD *per capita*. Supposant que sa valeur soit $APDHab_t$ au temps t , la variabilité inattendue peut être donnée par $logAPDHab_t - logAPDHab_{t-1} = log \frac{APDHab_t}{APDHab_{t-1}}$, le terme log signifie logarithme. En posant $y_t = log \frac{APDHab_t}{APDHab_{t-1}}$ et en suggérant que la moyenne de la série y_t obtenue est modélisée comme un processus ARMA (AutoRégressif-Moyenne Mobile)¹⁸, l'indice de l'APD *per capita* peut alors être formalisé au moyen de l'équation suivante :

$$y_t = c + \epsilon_t = c + z_t \sqrt{\sigma_t} \tag{5}$$

$$\epsilon_t = z_t \sqrt{\sigma_t} \tag{6}$$

Et $z_t \sim \text{Iid}N(0; 1)$.

c représente la pente d'une tendance temporelle déterministe du rendement de l'APD *per capita* ; ϵ_t et σ_t sont, respectivement, le choc et sa variance conditionnelle ; z_t est un bruit blanc gaussien. L'avantage des modèles de régression avec des erreurs qui suivent un processus ARCH (ou GARCH), les modèles appelés ARCH (ou GARCH), est de permettre à la variance du bruit de varier conditionnellement au passé de la série. Engle (1982) a opérationnalisé le modèle à volatilité aléatoire en deux équations (voir aussi Engle, 1995). La seconde équation lie, à travers un processus autorégressif, la variance conditionnelle σ_t du chocs ϵ_t aux carrés des valeurs passées de ce choc, analytiquement :

$$\sigma_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \epsilon_{t-i}^2 \tag{7}$$

a est un réel et q (l'ordre du processus ARCH) est le nombre de retards choisis pour exprimer σ_t . Pour assurer la positivité de la variance, les paramètres sont tels que $a_0 > 0$ et $\forall i = 1, \dots, q, a_i \geq 0$.

L'hétéroscédasticité suppose que le processus soit sujet à des comportements non attendus à la marge. L'analyse de la chronique résiduelle du processus, considère alors la variance comme un processus temporel à part entière (variable au cours du temps). Les coefficients ARCH illustre la volatilité conjoncturelle, laquelle traduit un effet de court-terme des événements perturbateurs sur l'évolution de y_t . Cependant, lorsque le nombre des paramètres a_i est grand, le risque de non-respect de la positivité des

¹⁷ <https://research.stlouisfed.org/fred2/>.

¹⁸ Le modèle ARMA a été développé par Box et Jenkins dans les années 1970.

paramètres, est élevé. Pour pallier les insuffisances des modèles ARCH sur ce point, nombreuses extensions ont été développées.

Modèle de type ARCH à volatilité symétrique

Le **modèle GARCH** : présenté, pour la première fois, par Bollerslev (1986), ce modèle propose la paramétrisation de la variance conditionnelle comme une fonction linéaire du carré des observations passées et des variances conditionnelles retardées. La variance conditionnelle σ_t des chocs ϵ_t , à une date, est alors donnée comme une combinaison linéaire de ses valeurs passées et des carrés des chocs passés. Un processus $GARCH(p, q)$ typique est spécifié ainsi :

$$\sigma_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j \sigma_{t-j} \quad (8)$$

a_0 est la constante, les a_i sont les coefficients qui unissent les valeurs passées des carrés des chocs (ou résidus) à la valeur courante de la variance, et les b_j sont les coefficients liant la valeur courante de la variance à celles périodes passées. La taille des paramètres a_i et b_j détermine la dynamique de court terme du processus résultant de la volatilité.

Les conditions mathématiques d'existence de ce processus sont : $a_0 > 0$ et $\forall i = 1, \dots, q, a_i \geq 0$ et $\forall j = 1, \dots, p, b_j \geq 0$. Effectivement, pour $p = 0$, le processus se réduit à un $ARCH(q)$. La somme des $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p b_j$ mesure la persistance de la volatilité dans le temps. Par ailleurs, la condition $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p b_j < 1$ assure que la variance non conditionnelle des ϵ_t est finie et dans ce cas, la variance non conditionnelle est égale à $\sigma_t^2 = \frac{a_0}{1 - (\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p b_j)}$. Dans ce modèle, il faut que $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p b_j < 1$ pour que la variance retourne à la moyenne à long terme.

Modèle GARCH intégré (IGARCH) : Engle et Bollerslev (1986) présente ce modèle qui correspond au cas d'une racine unitaire dans le processus de la variance conditionnelle des chocs : $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p b_j = 1$. En effet, IGARCH reste un modèle GARCH avec une contrainte imposée sur la somme des coefficients : celle-ci doit être égale à 1. La variance non conditionnelle n'est pas définie. Par ailleurs, dans ce modèle, la persistance des chocs est infinie. Donc, l'importance des variances passées et des erreurs de prévision ne décroît pas avec le temps. Ce qui est aussi dire qu'un choc sur la variance conditionnelle actuelle se transmet inévitablement sur toutes les valeurs futures. Il n'est pas possible, dans ce contexte, d'avoir un phénomène de retour à la moyenne de la variance conditionnelle.

Le point le plus important, comme indiqué dans Belaghi, Aminnejad et Gürünlü Alma (2018 : 4), est que le modèle GARCH n'appréhende pas les performances asymétriques. Tel phénomène est capturé par un modèle GARCH exponentiel.

Modèle de type ARCH à volatilité asymétrique

Modèle GARCH Exponentiel (EGARCH) : proposé par Nelson (1990), il favorise l'étude des effets asymétriques et des effets de levier (Fufa et Zeleke, 2018). Ce modèle permet de considérer le fait que de bonnes nouvelles et de mauvaises nouvelles peuvent avoir un impact différent sur la volatilité : il y a donc une évolution asymétrique de la volatilité. L'équation de la variance conditionnelle est de la forme Log-linéaire :

$$\log \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^q \psi_i (|z_{t-i}| - E[|z_{t-i}|]) + \sum_{j=1}^p b_j \log \sigma_{t-j}^2 \quad (9)$$

où z_t est la série des erreurs standardisées, soit $z_t = \frac{\epsilon_t}{\sigma_t}$. $a_i z_{t-i}$ ajoute l'effet de signe de ϵ_t alors que $\psi_i (|z_{t-i}| - E[|z_{t-i}|])$ adjoint l'effet d'amplitude. $E[|z_{t-i}|]$ est fonction du choix de la distribution des séries étudiées.

Pour exemple, dans le cas d'une distribution normale $E[|z_{t-i}|] = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$:

$$\log \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{i=1}^q \psi_i \left(\left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \sum_{j=1}^p b_j \log \sigma_{t-j}^2 \quad (10)$$

Les valeurs non nulles des coefficients a_i , donnent la réponse asymétrique des phénomènes étudiés, quoique, fondamentalement, une valeur positive de a_i indique un effet de levier. La variance conditionnelle augmente ou baisse en fonction des signes de a_i et ψ_i , et les différents chocs sont représentés (cf. Avouyi-Dovi, 1992 : 68).

La formulation $\log \sigma_t^2$ permet des valeurs négatives de σ_t . Ce faisant, aucune restriction, contrairement au modèle GARCH de l'équation 8, n'est nécessaire sur les paramètres (ils peuvent aussi être négatifs) pour réaliser la positivité de la variance conditionnelle (Bollerslev, 1991 : 8). Mais, si la contrainte de positivité des paramètres n'est plus exigée, les contraintes qui sont liées à la nature du processus choisi, continuent à se perpétuer.

III.2.2. Modèle de croissance endogène, augmenté et amélioré

Le cas de figure central analysé ici est l'impact de la volatilité conditionnelle de l'APD par tête d'habitant sur l'efficacité de la croissance. Dans cette perspective, un modèle de croissance endogène, augmenté et amélioré, est utilisé. À la lumière de la théorie moderne de la croissance endogène, deux facteurs de croissance endogène sont retenus et notamment : l'accumulation du stock de capital et l'accumulation du capital santé. Selon l'idée véhiculée par D. Weil (2007) dans son article *Accounting for The Effect of Health on Economic Growth*, reprise par Aghion, Howitt et Murtin (2010) : « l'un des moyens les plus indiqués pour analyser la relation entre santé et croissance consiste à considérer la santé comme un aspect particulier du capital humain. » (p.88)

Dans le contexte congolais le modèle établi endogénéise quelques variables institutionnelles plausibles associées à la croissance. Un peu proche

de Lensink et Morrissey (1999), dont cet article s’inspire, l’expression implicite du modèle de croissance endogène, augmenté et amélioré, est fournie par la relation (11) ci-après :

$$tcPIBHab_t = f(PIBHab_t, y_t, VCA_t, STOCKCAP_t, ESPVIE_t, DOUV_t, TADM_t, Variables\ institutionnelles, \varepsilon_t)$$

Dans cette expression : ε_t est le terme d’erreur au temps t , il respecte les conditions standards ; $tcPIBHab_t$ est le taux de croissance annuel du PIB *per capita* au temps t ; $PIBHab_t$ est le PIB réel par habitant au temps t ; VCA_t est l’instabilité ou variance conditionnelle de y au temps t ; $STOCKCAP_t$ est le stock de capital au temps t ; $ESPVIE_t$ est l’espérance de vie au temps t , qui illustre l’augmentation de la durée de la vie ; $TADM_t$ est la taille de l’administration publique au temps t ; $DOUV_t$ est le degré d’ouverture au temps t , introduit sans difficulté selon l’hypothèse de calcul suivante :

$$DOUV_t = \frac{Importations_t + Exportation_t}{PIB_t}$$

Sachant que le $tcPIBHab_t$ peut être négatif, pour utiliser les logarithmes, il est rationnel de procéder à une transformation fonctionnelle : $\log\left(1 + \frac{tcPIBHab_t}{100}\right) = \log TCPIBHab_t$ ¹⁹. L’expression explicite du modèle économétrique est :

$$\log TCPIBHab_t = a_0 + a_1 \log PIBHab_t + a_2 \log y_t + a_3 \log VCA_t + a_4 \log STOCKCAP_t + a_5 \log ESPVIE_t + a_6 \log DOUV_t + a_7 \log TADM_t + a_8 \log PASTRU_t + a_9 \log DEMO_t + a_{10} \log CRISEPO_t + a_{11} \log REGIME_t + \varepsilon_t \tag{12}$$

Pour compléter la notation :

□ $PASTRU_t$ mis pour programme d’ajustement structurel, est une variable indicatrice dont le *log* prend 1 les années où le pays a appliqué un PAS sous l’égide du FMI, 0,5 la période 1995-1997 des PAS non commandités par le FMI, et 0 sinon, tentant de saisir les changements enregistrés dans la politique macroéconomique ;

□ $DEMO_t$ pour démocratie, est une variable muette dont le *log* prend la valeur 1 à partir de 1991, et 0 entre 1968 et 1990, tentant d’appréhender la gouvernance démocratique ;

- $CRISEPO_t$ pour crise politique, est une variable muette dont le *log* prend la valeur 1, les années où il y a eu des crises politiques (assassinats de grandes personnalités de la République – par exemple le Président Marien Nguabi et le Cardinal Emile Biayenda en 1977, coups d’État, guerres civiles) et 0, sinon, laquelle tente de saisir l’instabilité politique.

¹⁹ $\frac{tcPIBHab_t}{100} = \frac{PIBHab_t - PIBHab_{t-1}}{PIBHab_{t-1}} = \frac{PIBHab_t}{PIBHab_{t-1}} - 1 \Rightarrow \frac{PIBHab_t}{PIBHab_{t-1}} = 1 + \frac{tcPIBHab_t}{100}$

- $REGIME_t$ pour régime politique, est une variable muette dont le *log* prend la valeur 1, si le régime au pouvoir est de tendance socialiste et 0, sinon.

Les coefficients sont ici des élasticités, par nature. En effet, ils sont considérés comme étant des variations relatives, lesquelles informent sur la variation du taux de croissance du PIB réel par habitant, advenant une variation unitaire de la variable en cause. Puisque, l'objet de l'analyse ne consiste pas à déterminer une relation de long terme, même si l'intérêt d'une telle analyse est indéniable, sa mise en œuvre, vu la couverture temporelle des séries considérées, serait délicate et peu pertinente, le modèle est seulement estimé en niveau (variables en niveau), et un test de stationnarité des résidus est réalisé, par la suite, pour vérifier la robustesse du modèle.

III.3. Méthode d'estimation

L'estimation de la croissance endogène se déroule en deux étapes : la première étape est relative à l'estimation de la volatilité conditionnelle de l'ADP par tête ; la série estimée de la volatilité conditionnelle est, par la suite, intégrée dans le modèle de croissance endogène, comme une variable à part entière. La seconde étape est réservée à l'estimation du modèle de croissance endogène, augmenté et amélioré.

III.3.1. Description de la démarche d'estimation du modèle GARCH

Test de stationnarité

Le raisonnement basé sur la modélisation GARCH admet, dans son principe, que la stationnarité de la série soit vérifiée. Dans cette étude, deux techniques sont utilisées : le test de Dickey-Fuller Augmenté (1979), ou DFA, qui constitue une extension du test de Dickey-Fuller Simple, et le test de Phillips-Perron (1988), ou PP. Le choix de ces deux types de test de racine unitaire s'explique par le fait qu'ils sont les plus utilisés dans le domaine de l'analyse des séries temporelles. Tous les tests sont faits au seuil de 5%.

Dans la pratique, le test DFA consiste à tester la présence d'une racine unitaire dans le polynôme associé à la dynamique autorégressive du processus. Les hypothèses de ce test, sont définies comme suit :

- $H_0 : \rho = 1$, le processus est non stationnaire (racine unitaire) ;
- $H_1 : |\rho| < 1$, le processus est stationnaire (non racine unitaire).

La règle de décision : si la statistique DFA est supérieure à la valeur critique du test pour un seuil de signification donné, on accepte l'hypothèse de la stationnarité de la série, H_1 . Dans le cas contraire, on accepte l'hypothèse de la non-stationnarité, H_0 .

Le test de PP « est construit sur correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller pour prendre les erreurs hétéroscédastiques » (Bourbonnais, 2015 : 250). Les hypothèses du test PP sont les mêmes que

celles du test DFA ; la statistique PP est à comparer aux valeurs critiques de la table de MacKinnon (cf. Bourbonnais, 2015).

Critères de choix du meilleur modèle

Le meilleur modèle est sélectionné sur la base de la comparaison de critères d'information minimum et aussi de valeurs de Log-vraisemblance élevées :

- le critère d'information AIC d'Akaike (1974) :

$$AIC = -2 \times \text{Log} L(\hat{\theta}) + 2k \quad (13)$$

- le critère d'information de BIC (Bayesian Information Criterion) de Schwarz (1978) :

$$BIC = -2 \times \text{Log} L(\hat{\theta}) + k \times \text{Log}(n) \quad (14)$$

- le critère HQC proposé par Hannan et Quinn (1979) :

$$HQC = -2 \times \text{Log} L(\hat{\theta}) + 2k \times \text{Log}[\text{Log}(n)] \quad (15)$$

À noter que dans ces définitions, θ représente le vecteur des paramètres et $L(\hat{\theta})$ leur maximum de vraisemblance estimé ; k désigne le nombre de paramètres dans le modèle et n la taille de l'échantillon (le nombre d'observations). À noter aussi que plus la valeur du critère est faible, plus la qualité du modèle meilleure.

III.3.2. Tests de validation du modèle de croissance

Le test de Student et celui de Fisher sont devenus classiques, il n'est plus besoin de les présenter ici. D'un strict point de vue empirique, présentement, plusieurs tests sont utilisés ou utilisables afin de juger de la stabilité d'un modèle donné. C'est une raison de fait qui oblige que ceux employés dans cette étude, soient présentés ; il s'agit du test ARCH, du test de spécification de Ramsey et du test de stabilité des coefficients.

Test ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity)

Le test ARCH introduit par Engle (1982), est fondé sur le test du Multiplicateur de Lagrange. On calcule la statistique de Lagrange : $LM = nR^2$ où n est le nombre d'observations et R^2 le coefficient de détermination. Pour un processus μ_t donné, les hypothèses suivantes sont testées :

- H_0 : $\text{Var}(\mu_t) = \sigma^2$, les erreurs sont homoscédastiques (présomption d'absence d'effet ARCH) ;
- H_1 : $\text{Var}(\mu_t) = \sigma_t^2$, les erreurs sont hétéroscédastiques (présomption d'existence d'effet ARCH).

De manière pratique, le test ARCH est appliqué aux carrés des résidus issus de l'estimation du modèle. Donc, la réalisation du test exige de prendre les résidus μ_t issus de l'estimation et de procéder à l'estimation de la régression suivante :

$$\mu_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \mu_{t-i}^2 \quad (16)$$

Test de spécification de Ramsey

Le Test de spécification de Ramsey (1996), parfois appelé test de RESET (Regression Error Spécification Test), qui représente le test d'erreur de spécification la régression linéaire, est réalisé pour vérifier la stabilité du modèle linéaire. Les hypothèses du test sont :

- H_0 : le modèle est bien spécifié ;
- H_1 : le modèle est mal spécifié.

On accepte l'hypothèse H_0 si la valeur de la probabilité est supérieure à 5%. On accepte H_1 si la valeur de la probabilité est inférieure ou égale à 5%.

Test de stabilité des coefficients

Les tests de stabilité proposés en particulier par Brown, Durbin et Evans (1975), notamment : le test de la somme cumulée des résidus récurrents, ou CUSUM, et le test de la somme cumulée des carrés des résidus récurrents, ou CUSUMQ. Et, « on appelle résidu récurrent cette succession d'erreur de prévision calculée en $t-1$ pour t » (Bourbonnais, 2015 : 85). Ces tests favorisent l'étude de la dynamique au cours du temps de l'erreur de prévision normalisée. Particulièrement, le test du CUSUM permet de détecter les instabilités structurelles et celui du CUSUM-carré les instabilités ponctuelles. Probablement, ces tests peuvent éprouver l'hypothèse de stabilité des relations de long terme, estimées entre la variable endogène et les variables exogènes. Ils sont usuellement représentés sous une forme graphique. L'analyse de la stabilité du modèle consiste à remarquer l'aspect des graphiques. Comme l'expliquent Bresson et Pirotte (1995), la valeur de la statistique doit sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation, évoluer entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle.

IV. Présentation et discussion des résultats

IV.1. Estimation de la volatilité conditionnelle de l'APD par habitant

Stationnarité de la série APD par tête

Pour la rendre stationnaire, un filtre de différenciation d'ordre 1 est appliqué : $y_t = \log \frac{APD_t}{APD_{t-1}}$. Dans le cadre de l'étude, pour examiner la stationnarité de cette série différenciée, les tests, ADF et PP, sont utilisés.

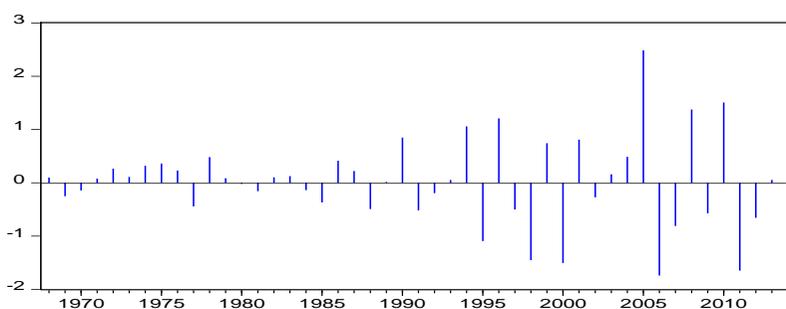
Tableau 1. Tests ADF et PP de la série y_t

Null Hypothesis : y has a unit root			
Exogenous : None			
Lag Length : 1 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.78076	0.0000
Test critical values	1% level	-2.615093	
	5% level	-1.947975	
	10% level	-1.612408	
		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-16.63498	0.0000
Test critical values	1% level	-2.615093	
	5% level	-1.947975	
	10% level	-1.612408	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Source : sortie machine - Eviews 10.

Les résultats des tests montrent que la série différenciée est stationnaire sans trend, ni constante (les modèles avec trend et/ou constante se sont révélés non significatifs).

Graphique 1. Diagramme séquentiel de y_t 

Source : sortie machine - Eviews 10.

La série différenciée possède des valeurs extrêmes ; ce phénomène est visible dans le graphique 1 et précisément en 2005. L'allure du graphe séquentiel montre aussi des grappes de volatilité, qui semble indiquer l'existence d'un effet ARCH, qui signifie aussi que certaines parties sont stationnaires et d'autres variables. Ce graphe se caractérise donc par des variations non constantes au cours du temps.

Le coefficient du skewness (ou coefficient d'asymétrie) de la distribution de la série y_t est de 0,271, différent de zéro qui est la valeur théorique pour une loi normale et, en outre, positif. Ce qui suppose que la série

est étalée vers la droite (biais positif ou asymétrie à droite) ; cela signifie que la moyenne est plus grande que la médiane. Un coefficient d’asymétrie non nul est souvent assimilé à un indicateur de non linéarité.

Tableau 2. Test de normalité de la série y_t

Mean	0.009009
Median	0.054699
Maximum	2.486994
Minimum	-1.736707
Std. Dev.	0.809132
Skewness	0.270525
Kurtosis	4.138180
Jarque-Bera	3.110201
Probability	0.211168

Source : sortie machine - Eviews 10.

Le coefficient du kurtosis (coefficient d’aplatissement) obtenu, soit 4,138, est supérieur à 3 (la valeur théorique d’une loi normale) : on rejette l’hypothèse d’aplatissement et donc la distribution sous examen est leptokurtique (*hyper-normale*). La valeur de ce coefficient semble indiquer que la fonction de densité de la série y_t est plus pointue qu’une distribution normale et, que la probabilité d’occurrence de points extrêmes est forte. Le test de Jarque-Bera (la statistique de Jarque-Bera : 3,1102, est assortie d’une probabilité critique de 0,2112) ne semble pas rejeter la normalité de la série y_t .

Modélisation GARCH

Puisque l’application du modèle GARCH implique l’usage de l’équation de la moyenne que figure l’équation 5, il est rationnel de vérifier l’hypothèse de la marche aléatoire. Le test de ratio des variances, inventé par Lo et McKinlay (1988), est utilisé dans cette perspective. L’hypothèse de marche au hasard, d’après les résultats, n’est pas rejetée, toutes les probabilités critiques associées aux statistiques déterminées étant supérieures à 5%.

Tableau 3. Test de ratio des variances en ce qui concerne la série y_t

Null Hypothesis: y is a random walk
 Standard error estimates assume no heteroskedasticity
 User-specified lags: 4 8 16 32

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 4)	2.698237	47	0.0540
Wald (Chi-Square)	8.798314	4	0.1090

Source : sortie machine - Eviews 10.

Parmi les modèles GARCH qui ont été estimés avec Eviews 10, la volatilité du processus EGARCH-normale sous la forme symétrique, est, en

périodes de fortes variations, la plus appropriée, car possédant les critères d’information (critère d’Akaike, critère de Schwarz, critère de Hannan-Quinn) les plus faibles, mais également, la Log-vraisemblance la plus élevée. Le tableau des résultats de l’estimation de modèle EGARCH(1, 1)-N (voir tableau 4 ci-dessous), permet de voir que les coefficients de l’équation de la variance conditionnelle sont statistiquement différents de zéro au seuil de signification de 5%.

Tableau 4. Résultats de l’estimation du modèle EGARCH(1, 1)-N

Variable dépendante : y_t				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Probability
c	0.079127	5.82E-05	1359.113	0.0000
Variance Equation				
a_0	-0.406166	0.141099	-2.878593	0.0040
$\left \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right $	0.523397	0.112972	4.632980	0.0000
$\log \sigma_{t-1}$	0.969805	0.058262	16.64548	0.0000
R ²	-0.003935	Akaike info criterion	2.102043	
R ² -adjusted	-0.003935	Schwarz criterion	2.253559	
Log-likelihood	-49.60210	Hannan-Quinn criterion	2.159942	

Source : sortie machine - Eviews 10.

Les indicateurs de l’hétéroscédasticité des résidus (toutes les probabilités critiques sont supérieures à 5 %) prouvent l’homoscédasticité (cf. tableau 5). Donc, il n’y a plus lieu de suspecter l’existence d’un effet ARCH. La série temporelle de la volatilité conditionnelle estimée, grâce à ce processus, est ajoutée dans l’équation ayant pour variable dépendante le taux de croissance du PIB *per capita*.

Tableau 5. Test d’hétéroscédasticité des résidus

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.055545	Prob. F(1,48)	0.8147
Obs*R-squared	0.057793	Prob. Chi-Square(1)	0.8100

Source : sortie machine - Eviews 10.

IV.2. Estimation du modèle de croissance augmenté et amélioré

En régressant le taux de la croissance annualisée du PIB par tête d’habitant, sur les onze variables exogènes retenus et sur la période 1968-2014, les résultats suivants sont obtenus :

Tableau 6. Résultats de l'estimation du modèle de croissance

Variable dépendante : LogTCPIBHAB				
Method : Least Squares				
Sample : 1968 2014				
Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.457274	0.602413	-7.399035	0.0000
LogPIBHAB	0.800896	0.093478	8.567750	0.0000
y	0.019940	0.008007	2.490353	0.0177
LogVCA	0.024896	0.011511	2.162816	0.0375
LogSTOCKCAP	-0.325025	0.038536	-8.434400	0.0000
LogESPVIE	0.409174	0.120946	3.383124	0.0018
LogDOUV	0.185142	0.059772	3.097464	0.0038
LogTADM	-0.019871	0.009776	-2.032663	0.0497
LogPASTRU	-0.122387	0.020284	-6.033803	0.0000
LogDEMO	0.109998	0.032543	3.380092	0.0018
LogCRISEPO	-0.029913	0.011275	-2.652952	0.0119
LogREGIME	-0.055061	0.018157	-3.032593	0.0045
R ²	0.761192	Mean dependent var	0.016189	
R ² -adjusted	0.686138	S.D. dependent var.	0.054446	
S.E. of regression	0.030502	Akaike info criterion	-3.926185	
Sum squared resid.	0.032564	Schwarz criterion	-3.453807	
Log likelihood	104.2654	Hannan-Quinn criterion	-3.748426	
F-Statistic	10.14191			
Prob(F-Statistic)	0.000000			

Source : sortie machine - Eviews 10.

Le coefficient de détermination, $R^2=0,7612$ (à 76,12% les fluctuations du taux de croissance du PIB par habitant, sont expliquées par les exogènes retenus dans l'analyse) et le F-test (la statistique $F=10,1419$ et sa probabilité critique nulle) valident la régression dans son ensemble. Il est observé autant, dans le tableau 6, que tous les paramètres sont statistiquement différents de 0 au seuil de signification de 5%.

Diagnostic des résidus du modèle de croissance

Pour valider ce modèle, il convient de procéder au diagnostic des résidus. Le tableau 7 ci-dessous présente le calcul des statistiques descriptives associées à la distribution des résidus.

Tableau 7. Test de normalité des résidus

Mean	-1.90E-15
Median	-0.001512
Maximum	0.068831
Minimum	-0.074167
Std. Dev.	0.026607
Skewness	0.311571
Kurtosis	3.742837
Jarque-Bera	1.841053
Probability	0.398309

Source : sortie machine - Eviews 10.

Le test de Jarque-Bera avec une probabilité de signification supérieure à 5 %, révèle la nature gaussienne de la distribution des résidus.

Tableau 8. Test d'hétéroscédasticité des résidus

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-Statistic	0.019959	Prob. F(1,44)	0.8883
n×R ²	0.020857	Prob. Chi-carré(1)	0.8852

Source : sortie machine - Eviews 10.

Les résultats du test de présence de l'effet ARCH rejettent l'hétéroscédasticité des séries résiduelles (tableau 8). Ces résultats expliquent que l'hypothèse nulle est acceptée pour le test de corrélation des résidus (les probabilités sont supérieures à 5 %). L'absence de l'autocorrélation laisse dire que les variables de départ vérifient l'hypothèse de stationnarité, c'est-à-dire qu'elles ne peuvent contenir des tendances déterministes (trend linéaire) ou stochastiques (voir aussi le tableau 9).

Tableau 9. Test de la racine unitaire des résidus

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.088430	0.0028
Test critical values	1% level	-2.621185
	5% level	-1.948886
	10% level	-1.611932

Source : sortie machine - Eviews 10.

L'absence de l'autocorrélation prouve de manière ou d'autre que la spécification du modèle ne souffre d'aucun problème fondamental. Ce qui est d'ailleurs confirmé par le test RESET dont les résultats sont consignés dans le tableau 10 : les probabilités associées aux valeurs des statistiques du test sont supérieures à 5%.

Tableau 10. Test de Ramsey RESET

	Value	df	Probability
t-Statistic	1..041336	34	0.3051
F-Statistic	1.084380	(1, 34)	0.3051
Likelihood Ratio	1.475589	1	0.2245

Source : sortie machine - Eviews 10.

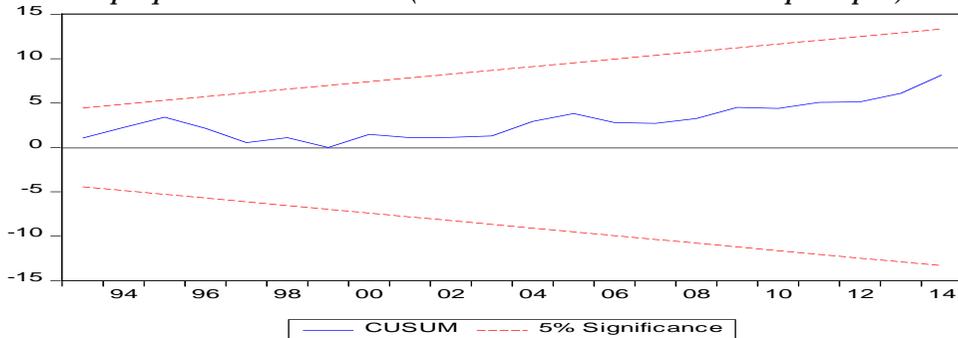
Stabilité du modèle de croissance endogène, augmenté et amélioré

L’observation des traits de ces deux graphiques, montre que la relation de long terme entre le taux du PIB *per capita* et les explicatives, est structurellement (voir graphique 2 à la page suivante) et ponctuellement (voir graphique 3), en tout cas, stable au Congo entre 1968 et 2014.

Interprétation et discussions des résultats

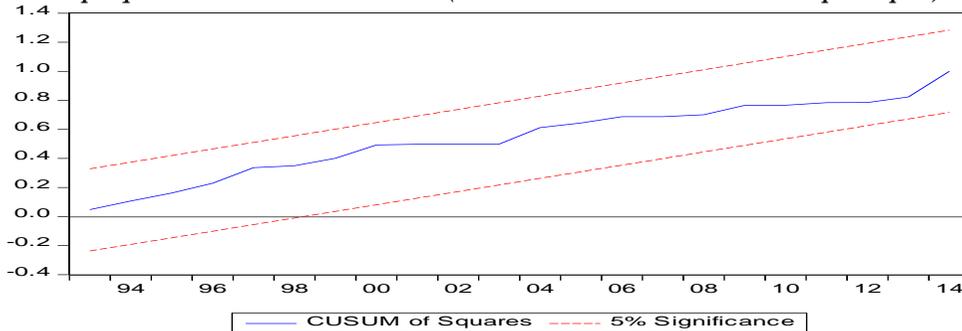
Comme un contrôle de la robustesse, la régression a été effectuée sans la volatilité conditionnelle. Certes, lorsque la régression est répétée sans cette variable, le modèle reste validé (cf. tableau 11 ci-dessous). Cependant, l’omission de la volatilité conditionnelle diminue un peu la significativité du rendement de l’APD par habitant, soit y_t . En effet, le coefficient γ afférent, non seulement, évolue à la baisse, mais aussi, n’est plus significatif au seuil de 5%.

Graphique 2. Test du CUSUM (le taux de croissance du PIB réel per capita)



Source : sortie machine - Eviews 10.

Graphique 3. Test du CUSUM-carré (le taux de croissance du PIB réel per capita)



Source : sortie machine - Eviews 10.

Tableau 11. Résultats de l'estimation du modèle de croissance sans volatilité conditionnelle

Variable dépendante : LogTCPIBHAB
Method : Least Squares
Sample : 1968 2014

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.200714	0.620054	-6.774760	0.0000
LogPIBHAB	0.720799	0.090107	7.999392	0.0000
y	0.014279	0.007944	1.797368	0.0807
LogSTOCKCAP	-0.295155	0.037769	-7.814788	0.0000
LogESPVIE	0.413099	0.126959	3.253803	0.0025
LogDOUV	0.181872	0.062731	2.899238	0.0063
LogTADM	-0.016796	0.010154	-1.654147	0.1068
LogPASTRU	-0.132336	0.020740	-6.380777	0.0000
LogDEMO	0.133234	0.032249	4.131379	0.0002
LogCRISEPO	-0.028099	0.011805	-2.380367	0.0227
LogREGIME	-0.048579	0.018800	-2.584008	0.0140
R ²	0.729275	Mean dependent var		0.016189
R ² -adjusted	0.654073	S.D. dependent var.		0.054446
S.E. of regression	0.032023	Akaike info criterion		-3.843296
Sum squared resid.	0.036916	Schwarz criterion		-3.410282
Log likelihood	101.3174	Hannan-Quinn criterion		-3.680350
F-Statistic	9.697613			
Prob(F-Statistic)	0.000000			

Source : sortie machine - Eviews 10.

L'élasticité du stock de capital est aussi modifiée. Donc, l'impact de l'APD par tête passe aussi par le biais de l'accumulation du stock de capital. Ce qui semble montrer que, dans la mesure où la volatilité conditionnelle est bien contrôlée, l'APD peut être un outil pour améliorer le stock de capital.

À noter que la valeur de la Log-vraisemblance baisse et, contrairement, celle des critères d'information (critère d'Akaike, critère de Schwarz, critère de Hannan-Quinn) augmente respectivement : le modèle perd en qualité.

Maintenant, il convient de procéder à la description des résultats du tableau 6. Les résultats pris ensemble suggèrent que l'APD par tête impacte positivement la croissance du PIB *per capita*, au Congo Brazzaville entre 1968 et 2014. L'ADP par tête influence le taux de croissance du PIB réel *per capita* indépendamment de l'environnement (économique, institutionnel), parce que le coefficient associé au ratio des rendements de l'APD par habitant, est significatif et positif. La volatilité conditionnelle de l'APD par tête, non seulement, est significative, mais aussi, obtient un signe positif. En termes d'impact, l'instabilité attendue autant que l'incertitude (instabilité inattendue), contribue positivement, *ceteris paribus*, de manière directe, dans la croissance du PIB *per capita*. Ce résultat est différent de celui obtenu à partir

d'estimations en données de panel par Lensink et Morrissey (1999), lesquels concluent plutôt à l'absence d'effet de l'instabilité attendue sur le PIB *per capita*. Aussi, cette étude ne soutient pas les conclusions de Mansoor, Javid et Aqeel Baig (2018) et Hudson et Mosley (2008) pour lesquels, la volatilité des flux d'aide entrave la croissance économique des pays bénéficiaires. Au Congo Brazzaville, plus la volatilité conditionnelle de l'APD par tête tend à augmenter et plus les effets positifs directs se fixent et deviennent de sorte de « stabilisateurs automatiques » au sein de l'économie.

Parmi les variables de contrôle, le stock de capital présente un effet direct négatif sur la croissance du PIB réel *per capita*. Ce résultat un peu surprenant, convie à des recherches ultérieures. Une explication possible de cette absence de résultat positif dans la croissance pourrait être qu'au Congo Brazzaville, une certaine période d'adaptation de la main d'œuvre au nouveau stock de capital serait nécessaire pour qu'il y ait une amélioration de la productivité.

Par ailleurs, les résultats obtenus permettent de confirmer l'effet positif de l'espérance de vie sur la croissance du PIB réel *per capita*. Au vu de la littérature existante, sans entrer dans le débat théorique sur relation entre l'espérance de vie et la croissance, les résultats dégagés semblent être en droite ligne des conclusions des travaux de Zhang, Zhang et Lee (2003) : l'allongement de l'espérance de vie a un effet positif, lequel se traduit par une augmentation consubstantielle de l'épargne ; l'épargne qui, du moins en grande partie, a pour destination l'augmentation du stock de capital et conséquemment, le PIB. En ce sens, pour être très proche de la suggestion formulée par Tangakou Soh (2019), pour l'ensemble des États de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale, ou CEMAC²⁰, l'État congolais devrait adopter les réformes pour la finalité d'accélérer l'inclusion financière, améliorer le taux de bancarisation.

Alors que, par exemple, Acemoglu et Johnson (2007), qui effectuent une étude sur les mécanismes de transmission des effets de l'espérance de vie sur la croissance économique, trouvent dans la période 1940-1980, que l'amélioration de l'espérance de vie sur cette période n'a pas d'effet significatif sur le PIB, car elle entraîne une augmentation du taux de croissance démographique, laquelle, par suite, induit une réduction du PIB par habitant. Des écrits, nombreux, soutiennent l'inverse de cette thèse. Pour Boserup (1965), la densification de la population exerce une influence non négligeable sur le processus économique, via la pression créatrice. Une illustration est donnée par Kouadio Yao et Aloko-N'guessan (2015) en Côte d'Ivoire, qui ont montré que la croissance démographique est à l'origine du développement de l'économie de plantation (culture du cacao) dans le département de Soubré ;

²⁰ La CEMAC compte aujourd'hui six pays (par ordre alphabétique) : Cameroun, Congo Brazzaville, Gabon, Guinée équatoriale, RCA et Tchad.

économie procurant des revenus conséquents aux planteurs, lesquels voient leur pouvoir d'achat être amélioré et investissent dans l'immobilier urbain.

En ce qui concerne les autres exogènes qui ont été testés additionnellement, il est à noter que les politiques d'ouverture à l'international présentent un effet positif, alors que les PAS ont un effet négatif. Il faut comprendre par-là que lorsque le gouvernement entreprend une réforme, si les crises associées aux instabilités exogènes apparaissent, elles peuvent systématiquement entraîner la réduction des effets de cette réforme. Il est à noter autant que la démocratie est corrélée positivement avec le taux de croissance du PIB réel par tête et les crises politiques négativement : les meilleurs biens sociaux que le gouvernement pourrait offrir, seraient la démocratie et la stabilité politique (paix).

Il faut mettre à part la consommation finale des administrations publiques et la gestion du pays par des régimes politiques de tendance socialiste, dont les résultats sont négatifs. Alors, pour un pouvoir socialiste (confronté aux problèmes de gouvernance et d'inefficience bureaucratique), dans le contexte où l'ADP augmentait, il serait optimal d'accorder plus de poids aux transferts vers les ménages pauvres. Omrane (2016), après avoir réalisé une MCO sur les données de l'Algérie sous le régime socialiste, obtient aussi une relation négative entre les dépenses publiques et le taux de croissance du PIB réel par habitant. Il explique, dans ce cas, cette négativité par le fait que les dépenses publiques sont corrélées avec la corruption.

L'étude empirique menée suggère la mise en œuvre de réformes politiques, économiques et institutionnelles, lesquelles aborderont le problème de la corruption qui est omniprésente dans l'administration publique, l'amélioration de la qualité de la gouvernance et l'efficience bureaucratique, et de s'assurer aussi que les flux financiers de l'APD sont rationnellement investis dans des projets de développement qui vont stimuler la croissance du stock de capital et du PIB par habitant, en respectant l'environnement naturel et social.

V. Conclusion et recommandations

L'objectif majeur de cet article est de documenter l'analyse macro-économique de l'efficacité de l'APD au Congo Brazzaville. Une littérature théorique et empirique abondante, s'est développée, étudiant la relation aide-croissance dans un modèle de croissance. Dans ce cadre retenu par convenance, les analyses empiriques sur le sujet, aboutissent à des controverses qui sont très instructives.

L'article présent tente d'établir la relation aide-croissance de manière un peu différente. Partant du fait que la prise en compte de la dynamique de l'instabilité de l'APD par tête est très cruciale pour l'élaboration d'une politique raisonnable, capable d'optimiser l'impact de l'instabilité de l'aide

sur le taux de croissance du PIB réel par habitant, ce travail s'est proposé d'appréhender la volatilité conditionnelle de l'APD par tête, d'utiliser une approche GARCH. Une importance est reconnue en science économique à la modélisation GARCH lorsqu'il s'agit de réaliser une représentation de l'instabilité qui soit cohérente avec l'information disponible. Par ailleurs, la série de la volatilité conditionnelle estimée de cette façon, est intégrée dans le modèle de croissance endogène, augmenté et amélioré.

Les résultats économétriques du modèle de croissance développé et exploré, permettent de conclure que l'APD par tête a un impact positif sur la croissance du PIB réel par tête au Congo Brazzaville du moins sur la période 1968-2014. Les deux hypothèses testées pour le cas de cette économie, sont validées dans cette étude. La première hypothèse qui est que l'APD par habitant peut influencer le taux de croissance du PIB réel *per capita* indépendamment de l'environnement (économique, institutionnel) est juste, car le coefficient associé au ratio des rendements de l'APD par habitant est significatif, positif. La seconde hypothèse que la volatilité conditionnelle de l'APD par habitant est un facteur qui influence le taux de croissance du PIB réel *per capita*, est également juste, car le coefficient de cette variable explicative est significatif, positif.

De cette recherche, l'une des principales contributions consiste aussi à mettre à la disposition des décideurs de la politique économique au Congo Brazzaville, les preuves d'une possibilité de réformes politiques, économiques et institutionnelles, visant une amélioration de la qualité de la gouvernance et l'efficacité bureaucratique, de suivi des flux financiers de l'APD pour leur utilisation effective dans des projets d'investissement qui respectent l'environnement naturel et social, susceptibles de stimuler la croissance du stock de capital et de ce fait, le PIB par tête d'habitant.

Cependant, cette analyse présente des limitations associées aux variables illustrant les PAS, la démocratie, les crises politiques et les régimes au pouvoir, qui ne sont qu'indicatrices. Pour continuer cette recherche, il est souhaitable que les études postérieures utilisent pour ces variables explicatives, des estimations fournies par des mesures concrètes qui permettraient de disposer des séries temporelles. Ces études pourront aussi intégrer des variables sociales.

References :

1. Acemoglu, D., Johnson S. (2008). Disease and Development: The Effect of Esperance de vie on Economic Growth. *Journal of Political Economy*, 113(5) : 949-995.
2. Aghion, P., Howitt P., Murtin F. (2010). Le bénéfice de la santé. Un apport des théories de la croissance endogène. *Revue de l'OFCE*, 112 : 87-108.

3. Avouyi-Dovi, S. (1992). Une prospective des modèles ARCH. *Journal de la société statistique de Paris*, 1-2 : 65-76.
4. Bacha, E. L. (1990). A Three Gap Models of Foreign Transfers and the GDP Growth Rate in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 32 : 279-296.
5. Banque Mondiale (1998). *Assessing Aid. What Works, What doesn't, and Why*. New York : Oxford University Press.
6. Belaghi, R. A., Aminnejad M., Gürünlü Alma O. (2018). Stock Market Prediction Using Nonparametric Fuzzy and Parametric GARCH Methods. *Turkish Journal of Forecasting*, 02(1) : 01-08.
7. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 : 307-327.
8. Bollerslev, T., Chou R. Y., Jayaraman N., Kroner K. F. (1991). Les modèles ARCH en finance : un point sur la théorie et les résultats empiriques. *Annales d'économie et de statistique*, 24, 59 p.
9. Boone, P. (1996). Politics and the Effectiveness of Foreign Aid. *European Economic Review*, 40 : 289-329.
10. Boone, P. (1994). *The Impact of Foreign Aid on Savings and Growth*. London School of Economics, Processed.
11. Bourbonnais, R. (2015). *Econométrie. Cours et exercices corrigés*. Paris : Dunod, 9^{ème} édition.
12. Boserup, E. (1965). *The Conditions of Agricultural Growth*. Traduction française 1970, Paris : Flammarion.
13. Box, G. E. P., Jenkins G. M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holdenday.
14. Brautigam, D. A., Knack S. (2004). Foreign Aid, Institutions, and Governance in Sub-Saharan Africa. *Economic Development and Cultural Change*, 13 : 255-285.
15. Bresson, G., Pirotte A. (1995). *Économétrie des séries temporelles : théorie et applications*. Paris : PUF, Coll. Économie.
16. Bronka, R. (2001). Pouvoir prédictif de la volatilité implicite dans le prix des options de change. CEPII, Document de travail, 2001-01 (janvier) : 63 p.
17. Brown, R. L., Durbin J., Evans J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37 : 149-163.
18. Brun, J.-F., Chambas G., Combes J.-L. (2011). *Recettes publiques des pays en développement. Méthode d'évaluation*. CERDI, Études et Documents, E 2006.11, 15 p.
19. Brun, J.-F., Chambas G., Guerineau S. (2008). *Aide et mobilisation fiscale dans les pays en développement*. CERDI, Études et Documents, E 2008.12, 76 p.

20. Bulíř, A., Hamann A. J. (2001). How Volatile and Unpredictable Are Aid Flows, and What Are the Policy Implications ? International Monetary Fund, IMF Working Paper, WP/01/167, 39 p.
21. Burnside, C., Dollar D. (2000). Aid, Policies, and Growth. *American Economic Review*, 90 : 847-68.
22. Celasun, O., Walliser J. (2007). Predictability of Aid: Do Fickle Donors Undermine Economic Development ? Paper presented at the 46th Panel Meeting of Economic Policy in Lisbon, October 19-20, 2007, 50p.
23. Chatelain, J.-B., Ralf K. (2012). Les liaisons fallacieuses : quasi-colinéarité et « supprimeur classique », aide au développement et croissance. *Revue économique*, 63 : 557-567. Disponible en ligne : <https://www.cairn.inforevue-economique-2012-3-page-557.htm>
24. Chauvet, L., Ehrhart H. (2015). Aid and Growth. Evidence from Firm-Level Data. Banque de France, Document de travail, 563 (July), 50 p.
25. Chenery, H. B., Carter N. G. (1973). Foreign Assistance and Development Performance, 1960-1970. Reprinted from *The American Economic Review*, May, Vol. LXIII (2): 459-468.
26. Chenery, H. B., Strout A. S. (1966). Foreign Assistance and Economic Development. *American Economic Review*, September, 56 : 679-733.
27. Cissé, D. (1969). Problèmes de la formation de l'épargne interne en Afrique occidentale. Paris : Présence Africaine.
28. Clist, P., Isopi A., Morrissey O. (2011). Selectivity on Aid Modality: Determinants of Budget Support from Multilateral Donors. Paper submitted for the 4th Annual Conference on the Political Economy of International Organizations, Zurich, 27-29 January 2011, 22 p.
29. Collier, P., Dehn J. (2001). Aid, Shocks, and Growth. Policy Research Working Paper, 2688. World Bank, Washington, DC.
30. Collier, P. (2012). How to Spend it the Organization of Public Spending and Aid Effectiveness. United Nations University - World Institute for Development Economics Research, Working Paper, 2012/05 (January), 14 p.
31. Collier, P., Dollar D. (2002). Aid Allocation and Poverty Reduction. *European Economic Review*, 46 (8) : 1475-1500.
32. Collier, P., Dollar D. (2001). Can the World Cut Poverty in Half ? How Policy Reform and Effective Aid Can Meet International Development Goals. *World Development*, 29 (11) : 787-802.
33. Collier, P., Hoeffler A. (2002). Aid Policy and Peace. *Journal of Conflict Resolution*, 46 (1) : 13-28.
34. Cungu, A., Johan Swinnen F.M. (2003). The Impact of Aid on Economic Growth in Transition Economies: An Empirical Study. Working Paper 2003/4, Research Group on Food Policy, Transition &

- Development (PRG-Leuven) Katholieke Universiteit Leuven, 29 p.
Disponible sur :
<https://ageconsearch.umn.edu/record/31890/files/wp030004.pdf>
35. Dalgaard, C.J., Hansen H., Tarp F. (2004). On the Empirics of Foreign Aid and Growth. *Economic Journal* 114(496) : F191–F216.
 36. Dickey, D. A., Fuller W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 : 427–431.
 37. Djajic, S., Lahiri S., Raimondos-Moller P. (1996). Foreign Aid, Domestic Investment, and Welfare. University of Essex (Department of Economics), Discussion Paper Series 463.
 38. Domar, E. D. (1947). Expansion and Employment. *The American Economic Review* (March), 37(1): 34-55.
 39. Domar, E. D. (1946). Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment. *Econometrica* (April), 14(2): pp. 137-147.
 40. Doucouliagos, H., Paldam M. (2008). Aid Effectiveness on Growth: A Meta Study. *European Journal of Political Economy*, 24 : 1-24.
 41. Dreher, A., Nunnenkamp P., Thiele R. (2008). Does Aid for Education Educate Children? Evidence from Panel Data. *The World Bank Economic Review*, 22(2) : 291-314.
 - Durbarry, R., Gemmell N., Greenaway D. (1998). New Evidence on the Impact of Foreign Aid on Economic Growth. CREDIT Research Paper 98(8), 47 p. Disponible sur :
<https://nottingham.ac.uk/credit/documents/papers/98-08.pdf>
 43. Easterly, W., Levine R., Roodman D. (2004). Aid, Policies, and Growth : Comment. *American Economic Review*, 94(3) : 774-780.
 44. Engle, R. F. (1995). ARCH: Selected Readings. Oxford, UK: Oxford University Press.
 45. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4): 987-1008.
 46. Engle, R. F., Bollerslev T. (1986), Modeling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, 5: 1-50.
 47. Fufa, D. D., Legesse Zeleke B. (2018). Forecasting the Volatility of Ethiopian Birr/Euro Exchange Rate Using Garch-Type Models. *Ann. Data. Sci.*, 5(4) : 529–547. Disponible sur :
<https://doi.org/10.1007/s40745-018-0151-6>
 48. Gemmell, N., McGillivray M. (1998). Aid and Tax Instability and the Government Budget Constraint in Developing Countries. CREDIT Research Paper, 98/1, University of Nottingham.

49. Gitaru, K. (2015). Impact of Foreign Aid on Economic. MPRA Paper, 68145, posted 30 September 2016, 30 p. Disponible sur : <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/68145/>
50. Gomanee, K., Girma S., Morrissey O. (2005). Aid and Growth in sub-Saharan Africa: Accounting for Transmission Mechanisms. *Journal of International Development*, 17(8) : 1055-76.
51. Gong, L., Zou H. F. (2001). Foreign Aid Reduces Labor Supply and Capital Accumulation. *Review of Development Economics*, 5 : 105-118.
52. Grellet, G. (1986). Structures et Stratégies du développement économique. Paris : PUF.
53. Griffin, K. B. (1991). Foreign Aid after the Cold War. *Development and Change*, 22(4): 645-685.
54. Griffin, K. B. (1970). Foreign Capital; Domestic Savings and Economic Development. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 32 : 99-112.
55. Griffin, K., Enos, J. L. (1970). Foreign Assistance: Objectives and Consequences. *Economic Development and Cultural Change*, 18 : 313-327.
56. Guillaumont, P. (2009). Aid Effectiveness for Poverty Reduction: Macroeconomic Overview and Emerging Issues. CERDI, Études et Documents, E 2009.17, 36 p. Disponible sur : <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00554285>
57. Guillaumont, P., Chauvet L. (2001). Aid and Performance: A Reassessment. *Journal of Development Studies*, 37(6): 66-92.
58. Gunning, J. W. (2005). Pourquoi donner de l'aide ? *Revue d'économie du développement*, 13 (2) : 7-50. Disponible sur : <https://www.cairn.inforevue-d-economie-du-developpement-2005-2-page-7.htm>
59. Hannan, E. J., Quinn B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 41 : 190-95.
60. Hansen, H., Tarp F. (2001). Aid and Growth Regressions. *Journal of Development Economics*, 64 (2) : 547-70.
61. Harrod, R. F. (1948). *Towards a Dynamic Economics, Some Recent Developments of Economic Theory and their Application to Policy*. London: Macmillan.
62. Hoda, Abd El Hamid Ali (2013). Foreign Aid and Economic Growth in Egypt: A Cointegration Analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3): 743-751.
63. Hudson, J., Mosley P. (2008). Aid Volatility, Policy and Development. *World Development*, 36(10) : 2082-2102.

64. Hussain, A., Tariq M., Qadir F., Saeed I. U. (2018). Foreign Aid and Economic Growth Nexus: A comparative study of Pakistan with four SAARC countries. *Journal of the Research Society of Pakistan*, January – June, 55(1): 31-43.
65. Jacquet, P. (2006a). Les enjeux de l'aide publique au développement. *Politique étrangère*, Institut français des relations internationales, Hiver, 2006/4 : 941-954. Disponible sur : <https://www.cairn.info/vue-politique-etrangere-2006-4-page-941.htm>
66. Jacquet, P. (2006b). Revisiter l'aide publique au développement. *Institut français des relations internationales, Économie internationale*, 108 : 139-152.
67. Jensen, P.S., Paldam M. (2003). Can the New Aid-Growth Models Be Replicated. *Economics Working Papers*, 17, School of Economics and Management, University of Aarhus.
68. Karras, G. (2006). Foreign Aid and Long-Run Economic Growth: Empirical Evidence for a Panel of Developing Countries. *Journal of International Development*, 18(7) : 15-28.
69. Kouadio Yao, D., Aloko-N'guessan J. (2015). Dynamique démographique et économique, facteurs déterminants de la croissance spatiale des villes du département de Soubré (Côte d'Ivoire). *European Scientific Journal*, Vol.11(26), September : 180-199. ISSN: 1857 – 7881 (Print) e - ISSN 1857- 7431 180.
70. Landau, L. (1971). Saving Functions in Latin America. In Chenery, ed., *Studies in Development Planning*, Cambridge, Mass.
71. Leduc, G. (1963). L'aide internationale au développement. In: *Tiers-Monde*, tome 4, 13-14 : 237-260. doi : <https://doi.org/10.3406/tiers.1963.1328>
72. Lensink, R., Morrissey O. (1999). Aid Instability as a Measure of Uncertainty and the Positive Impact of Aid on Growth. s.n. Disponible sur : <https://www.rug.nl/research/portal/files/3154135/199906.pdf>
73. <https://www.rug.nl/research/portal/files/3154135/199906.pdf>
74. Levy, V. (1988). Aid and Growth in Sub-Saharan Africa: The Recent Experience. *European Economic Review*, 32 : 1777-1795.
75. Levy, V. (1987). Anticipated Development Assistance, Temporary Relief Aid and Consumption Behaviour in Low-Income Countries. *The Economic Journal*, 97 : 446-58.
76. Lo, A. W., MacKinlay A. C. (1988). Stock Prices Do not Follow Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, 1 : 41-66.

77. Mansoor, Sadia, Javid M., Aqeel Baig M. (2018). Aid Volatility and Economic Growth of Pakistan: A Macroeconomic Policy Framework. *Pakistan Business Review*, 20 (1) : 82-90.
78. Masoud Mohammed, A., Shivee R., Normaz W. I. (2014). Review of Theoretical and Empirical Literatures on the Role of Foreign Aid to Developing Countries. *Journal of Economics and Sustainable Development*, ISSN 2222-1700 (Paper) ISSN 2222-2855 (Online), 5(27): 192-197. <http://www.iiste.org/journals/>
79. Mbah, S., Amassoma D. (2014). The Linkage Between Foreign Aid and Economic Growth in Nigeria. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 4(6): 1007-1017. www.ijept.org.
80. Mekasha, T. J., Tarp F. (2011). Aid and Growth What Meta-Analysis Reveals. United Nations University – World Institute for Development Economics Research, Working Paper, April, 2011/22, 44 p.
81. Mercieca, P. (2010). Aid and Economic Growth in Developing Countries: A Literature Review. *Bank of Valletta Review*, Spring, 41, 22 p.
82. Michaelowa, K., Weber A. (2006). Aid Effectiveness Reconsidered, Panel Data Evidence for the Education Sector. Discussion Paper 264, Hamburg Institute of International Economics, Hambourg.
83. Mishra, P., Newhouse D. (2007). Health Aid and Infant Mortality. Working Paper 07/100, International Monetary Fund, Washington, DC, Avril.
84. Mitra, R., Hossain M. S. (2013). Foreign Aid and Economic Growth in the Philippines. *Economics Bulletin*, 33 : 1706-1714.
85. Mitra, R., Hossain M. S., Hossain, M. I. (2015). Aid and Per-Capita Economic Growth in Asia: A Panel Cointegration Tests. *Economics Bulletin*, 35 : 1693-1699.
86. Mosley, P. (1980). *Overseas Aid: Its Defence and Reform*. Brighton: Wheatsheaf.
87. Mosley, P., Hudson J., Horrell S. (1987). Aid, the Public Sector and The Market in Less Developed Countries. *Economic Journal*, 97 : 616-641.
88. Moyo, D. (2009). *Dead Aid : Why Aid Is Not Working and How There is a Better Way for Africa*. New York Times, No.6, Washington Post No 4 et Wall Street Journal, No. 2.
89. Ndikumana, L. (2012). Appliquer l'évaluation à l'aide au développement : une solution pour combler le fossé micro-macro de l'efficacité de l'aide ? *Revue d'économie du développement*, 20 (4) : 125-153. Disponible sur : <https://www.cairn.info/revue-d-economie-du-developpement-2012-4-page-125.htm>

90. Ndikumana, L., Pickbourn L. (2016). The Impact of Foreign Aid Allocation on Access to Social Services in sub-Saharan Africa : The Case of Water and Sanitation. Political Economic Research Institute (PERI), Working Paper 400.
91. Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach. *Econometrica*, 59(2): 347-370.
92. Nkwenka Nyanda, P. G., Ngassa Nya Y. D., Kaffo Fotio H. (2019). Trade Openness, Economic Growth and Environment in Cameroon: An Empirical Study of the Environmental Kuznets Curve. *European Scientific Journal*, September, Vol.15(25) : 387-411. Edition ISSN: 1857 – 7881 (Print) e - ISSN 1857- 7431 388.
93. Nurkse, R. (1953). Problem of Capital Formation in Underdeveloped Countries. Oxford: Oxford University Press.
94. Omrane, B. (2016). Corruption et croissance économique. Une approche économétrique sur les données de l'Algérie. *European Scientific Journal*, Edition Vol.12 (7), March 2016: 434-445. ISSN: 1857 – 7881 (Print) e - ISSN 1857- 7431. doi: 10.19044/esj.2016.v12n7p434
95. Ouattara, B. (2006). Foreign aid and Government Fiscal Behavior in Developing Countries: Panel Data Evidence. *Economic Modeling*, 23: 506-514.
96. Papanek, G. F. (1973). Aid, Foreign Private Investment, Savings, and Growth in Less Developed Countries. *Journal of Political Economy*, 81 : 120-130.
97. Papanek, G. F. (1972). The Effect of Aid and Other Resource Transfers on Savings and Growth in Less Development Countries. *Economic Journal*, September, 82(327): 934–950.
98. Phillips, P. C. B., Perron P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75 : 335–346.
99. Rajan, R. G., Subramanian A. (2008). Aid and Growth : What does the Cross-Country Evidence Really Show ? *Review of Economics and Statistics*, 90(4) : 643-65.
100. Roodman, D. (2007). The Anarchy of Numbers : Aid, Development and Cross-Country Empirics. CGD Working Paper, 32, Washington, DC: Center for Global Development.
101. Rosenstein-Rodan, P. W. (1961). International Aid for Underdeveloped Countries. Massachusetts Institute of Technology, Center for International Studies, Cambridge, Massachusetts, January.
102. Rostow, W. W. (1962). The Stages of Economic Growth. London: Cambridge University Press.
103. Samuel Jones, E. (2012). Essays on Foreign Aid and Economic Development: Macro, Meso and Micro studies. Thesis submitted in

- partial fulfilment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy, Faculty of Social Sciences, University of Copenhagen, June, 202 p.
104. Severino, J.-M., Jacquet P. (2002). L'aide au développement : une politique publique au cœur du développement durable et de la gouvernance de la mondialisation. *Revue d'économie financière*, 66. Johannesburg 2002 : écologie et finance : 229-251. Doi : 10.3406/ecofi.2002.3755
 105. Schwarz, G. E. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6 : 461-64.
 106. Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, (February), 70(1): 65-94.
 107. Swaroop, V., Jha S., Rajkumar A. (2000). Fiscal Effects of Foreign Aid in a Federal System of Governance: The Case of India. *Journal of Public Economics*, 77, 307-330.
 108. Tangakou Soh, R. (2019). L'inclusion financière et le paiement mobile en zone CEMAC. *European Scientific Journal*, March 2019 edition Vol.15(7) : 101-120. ISSN: 1857 -7881 (Print) e - ISSN 1857 - 7431. Doi:10.19044/esj.2019.v15n7p101
 109. Taylor, L., (1990). Foreign Resource Flows and Developing Country Growth: A Three-Gap Analysis. In: McCarthy, D. (Ed.), *Problems of Developing Countries in the 1990s*. Washington DC, USA: World Bank, pp 55-90.
 110. Temple, J. (2010). Aid and conditionality. In D. Rodrik and M. Rosenzweig (eds), *Handbook of Development Economics*, 5 (Amsterdam : Elsevier) : 4416-4522.
 111. Uneze, E. (2012). Foreign Aid, Aid Uncertainty and Private Investment in West Africa: An Unobserved Country Effects Model. *Journal of Economic Development*, 37 (4) : 101-123.
 112. Weiskopff, T. E. (1972). The Impact of Foreign Capital Flow on Domestic Savings Underdeveloped Countries. *Journal of International Economics*, 2 : 25-38.
 113. White, H. (1992). The Macroeconomic Impact of Development Aid : A Critical Survey. *Journal of Development Studies*, 28(2) : 163-240.
 114. White, H. (1994). Foreign Aid, Taxes and Public Investment: A Further Comment on Gang and Kahn. *Journal of Development Economics*, 45 : 155-163.
 115. Yiew, T. H., Lau E. (2018). Does Foreign Aid Contributes to or Impeded Economic Growth. *Journal of International Studies*, 11(3) : 21-30. doi:10.14254/2071- 8330.2018/11-3/2

116. Zakoian, J.-M. (1992). Modèles ARCH : une revue de la littérature. *Journal de la société statistique de Paris*, 1-2 : 40-57.
117. Zhang, J., Zhang J., Lee R. (2003). Rising Longevity, Education, Savings, and Growth. *Journal of Development Economics*, 70 : 103-117.