



Munich Personal RePEc Archive

## **What amount of foreign aid for economic growth in WAEMU?**

BAYALE, Nimonka

CERFEG, Université de Lomé

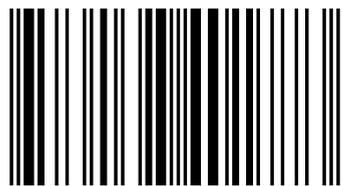
7 September 2018

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/88886/>  
MPRA Paper No. 88886, posted 15 Jul 2020 08:01 UTC

L'objectif de ce livre est d'analyser les effets de seuil de l'aide publique au développement sur la croissance économique des pays de la Zone UEMOA. Pour ce faire, l'étude s'est basée sur les données de l'OCDE et du WDI couvrant la période 1980-2015 et a employé un modèle de type Panel Threshold Regression à la Hansen pour déterminer par "bootstrap" le seuil à partir duquel l'aide est efficace. Les résultats de cette méthode appuient fortement l'idée que la relation entre l'aide et la croissance est non linéaire avec un seuil de 12.74 % du PIB moyen de l'Union. Au-dessus de ce seuil, l'effet marginal de l'aide est 0.69 point, toutes choses égales par ailleurs. Ainsi, l'une des principales contributions de ce livre consiste à montrer que les pays de la Zone expriment un besoin de financement qui ne peut être uniquement comblé par l'aide extérieure. Ils devront alors poursuivre leurs efforts à mobiliser et à gérer de façon optimale les ressources internes afin de combler ce besoin et considérer d'aide juste comme une ressource complémentaire.



Nimonka BAYALE, Doctorant en Sciences Économiques à l'Université de Lomé. Études en analyses et politiques économiques à la Commission de l'UEMOA et à l'IFPRI \_ Dakar. Actuellement Chercheur Junior au Département des Politiques Économiques et de la Fiscalité Intérieure de la Commission de l'UEMOA, Ouagadougou (Burkina Faso).



978-613-8-40177-3



Nimonka Bayale

## Quel volume d'aide internationale pour une croissance dans l'UEMOA?

**Nimonka Bayale**

**Quel volume d'aide internationale pour une croissance dans  
l'UEMOA?**



**Nimonka Bayale**

**Quel volume d'aide internationale  
pour une croissance dans l'UEMOA?**

**Éditions universitaires européennes**

**Imprint**

Any brand names and product names mentioned in this book are subject to trademark, brand or patent protection and are trademarks or registered trademarks of their respective holders. The use of brand names, product names, common names, trade names, product descriptions etc. even without a particular marking in this work is in no way to be construed to mean that such names may be regarded as unrestricted in respect of trademark and brand protection legislation and could thus be used by anyone.

Cover image: [www.ingimage.com](http://www.ingimage.com)

Publisher:

Éditions universitaires européennes

is a trademark of

International Book Market Service Ltd., member of OmniScriptum Publishing Group

17 Meldrum Street, Beau Bassin 71504, Mauritius

Printed at: see last page

**ISBN: 978-613-8-40177-3**

Zugl. / Agréé par: Chap. I Thèse, Lomé, Université de Lomé, 2018

Copyright © Nimonka Bayale

Copyright © 2018 International Book Market Service Ltd., member of OmniScriptum Publishing Group

All rights reserved. Beau Bassin 2018

# Aide et Croissance dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) : retour sur une relation controversée

Nimonka BAYALE<sup>1</sup>

## **Résumé**

*L'objectif de cet article est d'analyser les effets de seuil de l'aide publique au développement sur la croissance économique des pays de la Zone UEMOA. Pour ce faire, l'étude s'est basée sur les données de l'OCDE et du WDI couvrant la période 1980-2015 et a employé un modèle de type Panel Threshold Regression à la Hansen pour déterminer par "bootstrap" le seuil d'aide à partir duquel l'aide est efficace. Les résultats de cette méthode appuient fortement l'idée que la relation entre l'aide et la croissance est non linéaire avec un seuil de 12.74 % du PIB moyen de l'Union. Au-dessus de ce seuil, l'effet marginal de l'aide est 0.69 point, toutes choses égales par ailleurs. Ainsi, l'une des principales contributions de cette étude consiste à montrer que les pays de la Zone expriment un besoin de financement qui ne peut être uniquement comblé par l'aide extérieure. Ils devront alors poursuivre leurs efforts à mobiliser et à gérer de façon optimale les ressources internes afin de combler ce besoin et considérer d'aide juste comme une ressource complémentaire.*

**Mots clés** : Aide, Panel Threshold Regression, Croissance économique, Zone UEMOA.

**Classification JEL** : F<sub>35</sub> C<sub>63</sub> C<sub>26</sub> O<sub>40</sub>

---

<sup>1</sup> - Nimonka BAYALE est Assistant de recherche à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG) de l'Université de Kara (TOGO).

**Remerciements** : L'auteur remercie le Centre de Programmation Stratégique de recherche et Veille de la Commission de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ainsi que le Bureau régional de l'Afrique de l'Ouest et du Centre de l'*International Food Policy Research Institute* (IFPRI - Dakar) pour l'avoir accueilli en vue de ses séjours de recherche doctorale.

En outre, il exprime sa gratitude à la Commission de l'UEMOA pour son appui logistique et financier pendant la réalisation de sa thèse dans le cadre de la première édition de son Programme de Séjour de Recherche Doctorale (PSRD-UEMOA).

Tel : (+226) 75 70 45 03 ; (+228) 91 75 77 51 et (+221) 76 574 24 50 ; E-mail : [bayalc2010@gmail.com](mailto:bayalc2010@gmail.com)

## Aid and Growth in West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries : a return back to a controversial relationship

### **Abstract**

*The main purpose of this paper is to analyze threshold effects of Official Development Assistance on economic growth in WAEMU zone countries. To achieve this, the study is based on OECD and WDI data covering the period 1980-2015 and used Hansen's Panel Threshold Regression model to "bootstrap" aid threshold above which its effectiveness is effective. The evidence strongly supports the view that the relationship between aid and economic growth is non-linear with a unique threshold which is 12.74% GDP. Above this value, the marginal effect of aid is 0.69 points. One of the main contribution of this paper is to show that WAEMU countries need investments that could be covered by the foreign aid. This later one should be considered just as a complementary resource. Thus, WEAMU countries should continue to strengthen their efforts in internal resource mobilization in order to fulfil this need.*

**Key words:** Foreign Aid, Panel Threshold Regression, Economic Growth, WAEMU zone.

**JEL Classification :** F<sub>35</sub> C<sub>63</sub> C<sub>26</sub> O<sub>40</sub>

## Introduction

L'aide publique au développement (APD)<sup>2</sup> est l'une des stratégies qui vise à promouvoir la croissance économique dans les pays en développement et contribuer ainsi à y réduire la pauvreté. En effet, depuis plus de cinq décennies, ces pays bénéficient des flux d'aide. Cependant, leur efficacité est loin de faire l'unanimité au sein de la communauté internationale. Certaines études récentes portant sur la relation entre l'aide et la croissance économique dans les pays en développement révèlent que l'aide contribuerait à améliorer la croissance dans ces pays (Stiglitz, 2002 ; Sachs, 2005 ; Malam Maman, 2009 ; Dreher et Logman, 2015 ; Ndikumana et Pickbourn, 2016 ; Sothan, 2017 ; Civelli *et al.* 2017) ; alors que d'autres études aboutissent à des résultats absolument controversés. Ces dernières soulignent l'inefficacité de l'aide. Elle n'a donc pas d'effet significatif sur la croissance. Elle contribue parfois même à nuire cette dernière (Friedman, 1958 ; Easterly, 2004 ; Moyo, 2009 ; Mbah et Amassoma, 2014 ; Igue, 2015 ; Sraieb, 2016). D'autres encore soutiennent que l'efficacité de l'aide serait conditionnée par un ensemble de facteurs au rang des quels se retrouvent la motivation et les pratiques du donateur, la qualité des institutions et les politiques économiques des pays bénéficiaires (Burnside et Dollar, 2000 ; Guillaumont et Chauvet, 2001 ; Chauvet et Guillaumont, 2002 ; Djankov *et al.*, 2009 ; Kilby et Dreher, 2010 ; Fiodendji et Evlo, 2013 ; Dreher *et al.*, 2014).

Face à cette controverse observée au niveau empirique d'une part et à l'Agenda international 2015-2030 qui insiste sur l'augmentation de l'aide pour l'atteinte des objectifs cibles de développement (ODD) d'autre part (Nations Unies, 2015), il paraît crucial de tester empiriquement la nature de la relation existant entre l'aide internationale et la croissance économique en s'ancrant dans un espace

---

<sup>2</sup> - Dans cet article, nous traitons de l'aide globale. De façon classique, son contenu regroupe : l'aide aux projets et programmes, la coopération technique, l'aide humanitaire et la remise de dette. Généralement, les deux premières composantes constituent la part la plus importante. En 2014 par exemple elles ont représenté près de 60 % de l'APD totale nette (OCDE, 2016).

institutionnel et géographique spécifique, à savoir l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) qui est un regroupement de huit Etats de l'Ouest africain ayant en commun l'usage de la monnaie CFA. Tel est l'objectif majeur poursuivi dans le présent article. Du point de vue méthodologique, il s'appuie sur l'une des techniques économétriques utilisées dans l'estimation des relations non linéaires : le « *Panel Threshold Regression* » (PTR) à la Hansen (1999).

La suite du travail est structurée de la façon suivante : la première section présente les faits stylisés en rapport avec l'aide internationale au sein de l'UEMOA. Elle effectue également les comparaisons internationales entre les taux de croissance sous régionale et celle de l'Union. La deuxième section fait un état des lieux sur les contributions théoriques et empiriques de l'efficacité de l'aide. La troisième section expose l'analyse économétrique et discute des résultats obtenus. Enfin, la quatrième section conclut et formule les implications de politiques économiques.

## **1. Les faits stylisés**

La présente section est relative aux faits stylisés sur les dynamiques structurelles de l'aide internationale et de la croissance au sein de l'UEMOA pendant ces dernières décennies.

### **1.1. L'évolution et orientation de l'aide publique au développement dans les Etats de l'UEMOA**

L'évolution de l'aide publique au développement (évaluée en % du PIB) au sein des économies de l'UEMOA est illustrée par les graphiques ci-dessous (figures 1 et 2). Ceux-ci indiquent que pour l'ensemble des Etats de l'Union, la variation moyenne semble se stabiliser autour de 12 %. Si l'on entre dans les détails, on constate que depuis les années 80, c'est la Guinée Bissau qui a atteint des niveaux d'aide les plus élevés, avec un pic de 68,71 % en 1994. Sur la période 1980-2015, il apparait que deux pays ont reçu des quantités d'aide relativement faibles. Ces

pays sont la Côte d'Ivoire et le Togo, respectivement 5 % et 8 % en moyenne. Cette situation pourrait s'expliquer par le contexte économique et institutionnel qui ont régné dans ces pays.

La Côte d'Ivoire a l'avantage d'être l'une des économies les plus diversifiées de l'Union. Elle apparaît donc comme un pays moins dépendant de l'aide extérieure. Pour ce qui est du Togo, il a été privé de l'aide pendant plus d'une dizaine d'années (1993 – 2007).

Globalement, lorsqu'on isole la Guinée Bissau, on observe une tendance relativement stable pour l'ensemble de l'échantillon. Cependant, l'aide au Bénin, au Mali et au Niger a connu une évolution en dent de scie avant de se stabiliser autour des années 2000, à l'exception des 14 % à partir de 2013 pour le Mali et des 18 % en 2004 pour le Niger. Dans l'ensemble, on a observé une certaine convergence du niveau de l'aide estimée en % du PIB pour la plupart des pays de l'UEMOA à partir de 2004 où l'aide oscille entre 3 % et 18 %.

**Figure 1** : Evolution de l'APD dans les pays de l'UEMOA, 1980 – 2015

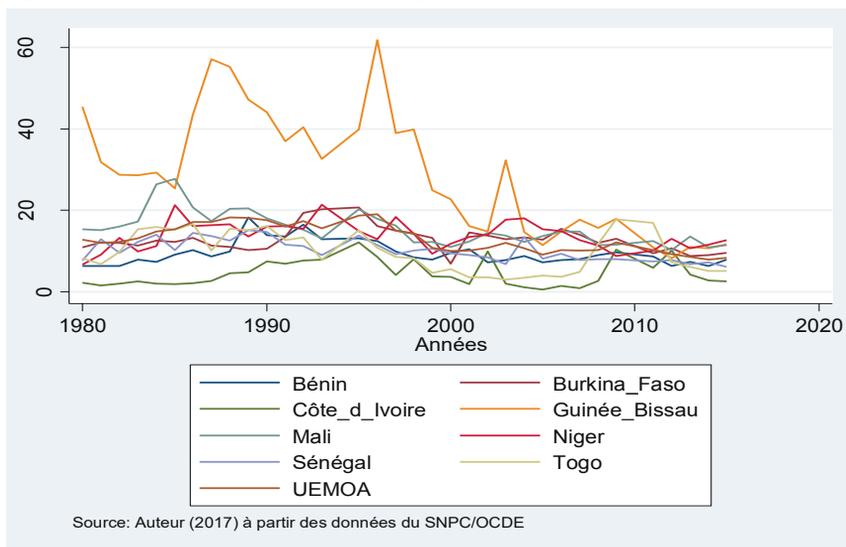
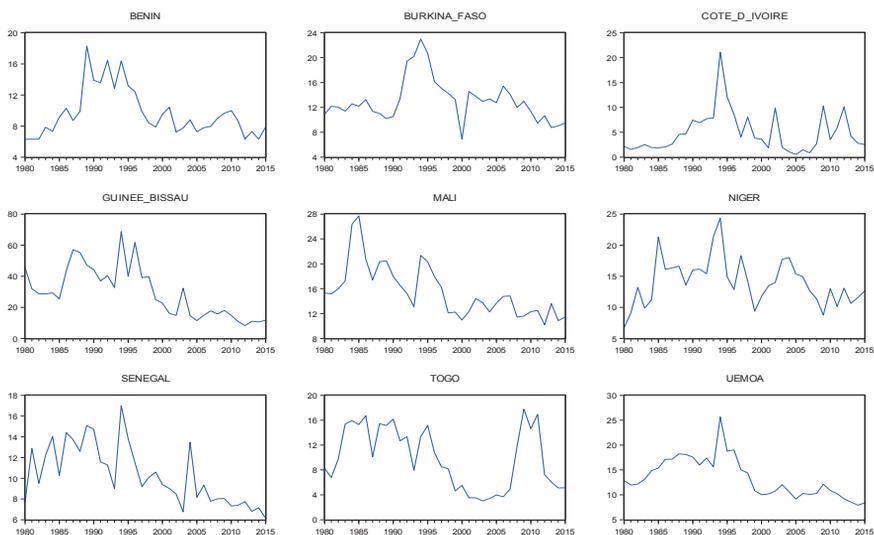


Figure 2 : Multigraphe indiquant l'évolution de l'aide dans les pays de l'UEMOA



Source : Auteur (2017), à partir du SNPC / OCDE

### 1.1.1. L'analyse de la tendance de l'aide internationale dans l'UEMOA : une approche basée sur un modèle à tendance stochastique

Dans la présente section, nous analysons la tendance actuelle de l'aide publique au développement à destination de l'UEMOA en se basant sur un modèle statistique à tendance stochastique : celui de Hodrick-Prescott (1980, 1997). En effet, nous procédons d'abord à la présentation de la méthode avant d'exposer graphiquement les principaux résultats.

#### 1.1.1.1. Le filtre de Hodrick-Prescott (1997)

Le filtre proposé par Hodrick et Prescott (filtre HP) a été utilisé dans plusieurs études pour analyser les cycles économiques (Turner, 1995 ; Fisher et al., 1996 ; Boone, 1997 ; Chagny et Lemoine, 2003 ; Jarko et Korhonen, 2006 ; Mansouri, 2010 ; Grochova et Rozmahel, 2015 ; Poloni et Sbrana, 2016).

En effet, cette méthode part d'une conception assez pragmatique de la décomposition d'une série temporelle  $y_t$  en deux composantes : une composante tendancielle  $y_t^p$  et une composante cyclique  $y_t^c$  reflétant les fluctuations conjoncturelles, représentées de manière suivante.

$$y_t = y_t^p + y_t^c \quad (i)$$

Cette décomposition considère qu'une tendance doit être suffisamment lisse pour ne pas suivre toutes les inflexions de la série, mais en même temps, elle ne doit pas trop s'écarter des mouvements de cette dernière. Cela signifie qu'en fait, l'idée sous-jacente au filtre HP est la suivante. En moyenne, sur le long terme, les fluctuations cycliques devraient être nulles. De plus, la tendance de long terme de la série doit refléter un taux de croissance fluctuant peu. Ainsi, le filtre HP correspond au programme mathématique suivant :

$$\text{Min} \sum_t^T [(y_t - y_t^p)^2 + \lambda(\Delta^2 y_t^p)^2] \quad (ii)$$

où  $\lambda$  est la constante de lissage. Plus sa valeur est élevée, plus la tendance de long terme sera lisse (le cas extrême étant celui d'une tendance déterministe). Hodrick et Prescott montrent que le programme de minimisation peut être réécrit de la façon suivante :

$$\text{Min} \left[ \sigma_1^{-2} \sum_t^T (y_t - y_t^p)^2 + \sigma_2^{-2} \sum_t^T (\Delta^2 y_t^p)^2 \right] \quad (iii)$$

Où  $\lambda = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$  et  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  mesurent l'écart type de, respectivement, la tendance  $y_t^p$  et des fluctuations  $y_t^c$

Ainsi la constante de lissage représente le partage des fluctuations entre tendance de long terme et fluctuations de court terme.

Dans la pratique, les valeurs retenues pour le paramètre  $\lambda$  dépendent de la périodicité de la série initiale. Hodrick et Prescott ont proposé de retenir une valeur de  $\lambda$  égale à 1600 pour les séries trimestrielles, 400 pour les séries semestrielles et 100 pour les données annuelles.

Les valeurs de ce paramètre peuvent être dérivées du rapport des variances des composantes tendancielle et cyclique de la série initiale<sup>3</sup>

$$y_t^{HP} = \left[ \frac{\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}{1+(1-L)^2(1-L^{-1})^2} \right] y_t \quad (vi)$$

Le filtre HP peut donc rendre stationnaire des séries potentiellement intégrées jusqu'à l'ordre 4 (King et Rebelo 1993). La plupart des séries économiques étant rarement d'un ordre d'intégration supérieur à 2, le filtre HP a ainsi tendance à surdifférencier les séries, ce qui affecte les statistiques de second ordre (variance et covariance).

En dehors du domaine de l'économie, il convient de signaler le filtre HP a des applications dans sciences physiques. En effet, l'étude du filtre dans le domaine des fréquences, par exemple, permet de rendre compte de son effet sur la caractérisation des propriétés cycliques d'une série. Le passage dans le domaine des fréquences se fait en écrivant le transformé de Fourier de la série filtrée, qui est obtenu en remplaçant le retard  $L$  par  $\exp(i, w)$  dans la fonction d'autocovariance de la série filtrée :

$$y_{HP}^f(w) = \frac{4\lambda[1 - \cos(w)]^2}{1 + 4\lambda[1 - \cos(w)]^2} \cdot y_t \quad (v)$$

---

<sup>3</sup> - Voir le papier de Hodrick et Prescott (1997) pour plus de détails.

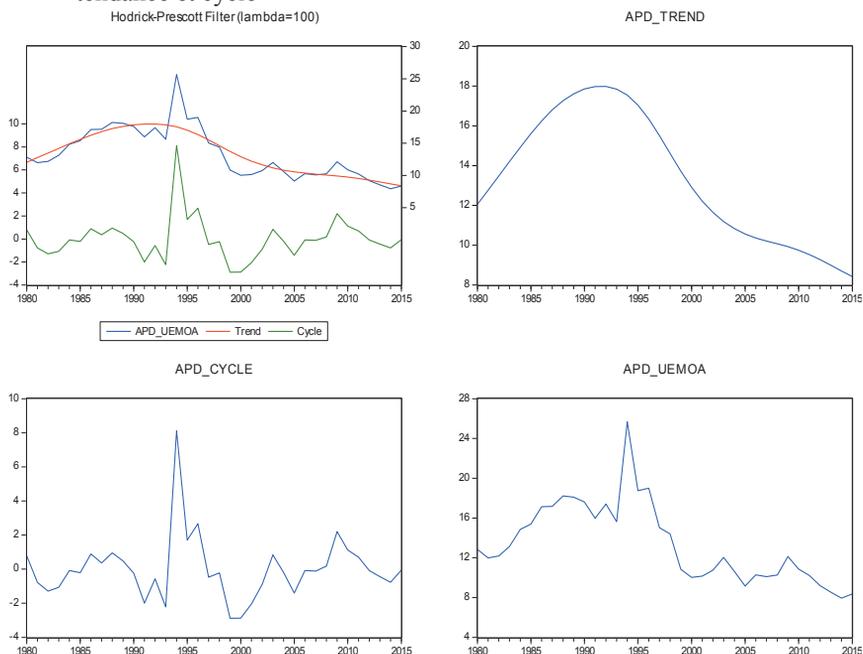
où  $w$  représente la fréquence et  $w \in [0, \pi]$ . Les fréquences élevées sont caractéristiques des fluctuations de court terme ; les fréquences basses des évolutions lentes sur le long terme.

### **1.1.1.2. Les résultats de la décomposition de l'aide internationale en tendance et cycle dans l'espace UEMOA**

Les résultats de cette analyse sont dans la figure 3. En effet, l'examen de cette figure révèle que la composante tendancielle de l'aide extérieure dans l'UEMOA, obtenu à partir du filtre HP avec  $\lambda = 100$ , est décroissante au cours de ces dernières décennies. Plus précisément, nous observons que depuis 1994, l'aide à destination de ces pays s'est inscrite dans une tendance à la baisse. Visiblement, cette ressource financière externe tend à tarir. Ce qui ne serait pas sans conséquences pour les pays.

Par ailleurs, l'analyse de la composante cyclique permet de rendre compte du caractère volatile de l'aide internationale. En effet, sur toute la période l'analyse, on peut constater que l'aide est instable. Ce qui nous permet de déduire qu'elle est une ressource qui devient de plus en plus incertaine.

**Figure 3 : Décomposition de l'aide au développement dans l'UEMOA en tendance et cycle**



Source : Auteur (2017), Output des résultats du filtre de HP sur les données du SNPC / OCDE

Pour ce qui concerne l'évolution sectorielle de cette aide à destination des pays de l'UEMOA, les données obtenues à partir des statistiques sur le développement international de l'OCDE nous ont permis d'établir le tableau 1 et de mener une analyse graphique (figure 4).

En effet, l'idée centrale qui se dégage de l'analyse du tableau 1 révèle globalement que l'aide internationale semble être plus orientée vers les infrastructures économique et sociaux, l'humanitaire, éducation et les secteurs qui soutiennent la production. Par contre, les secteurs du commerce et tourisme, de l'agriculture, de la santé bénéficient malheureusement de faibles flux d'aide extérieure.

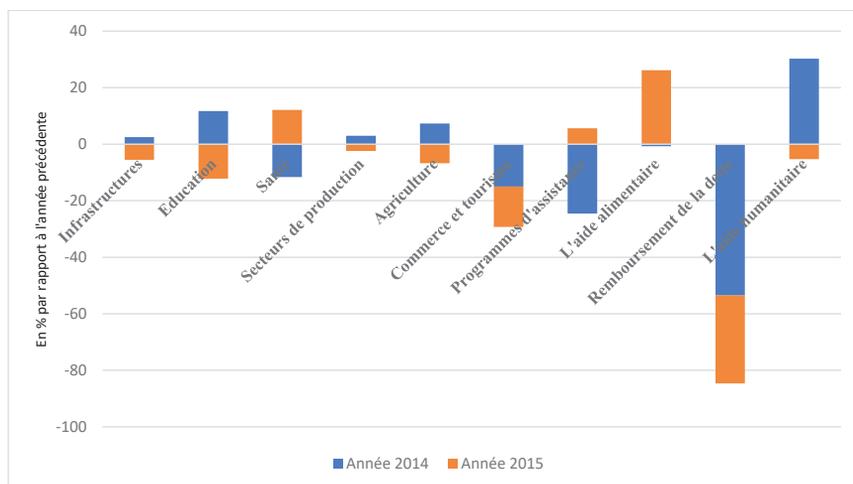
Concernant toujours l'analyse de l'évolution de l'aide sectorielle au cours de ces deux dernières années, la figure ci-dessous (figure 4) permet de constater que l'aide dans certains secteurs connaissent une baisse sans précédent. C'est le cas de l'aide au commerce et au tourisme, l'aide dédiée à l'assistance aux programme et l'aide au titre de remboursement de la dette qui a connu une baisse drastique entre 2014 et 2015 (53,5% en 2014 et 31,12% en 2015).

**Tableau 1** : Répartition sectorielle de l'aide au développement dans les pays de l'UEMOA en milliers de dollar USD sur la période 2010-2015

<b>Secteurs</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>
Infrastructures	427,58	432,01	419,93	419,69	430,29	406,55
Education	96,45	90,11	84,18	81,91	91,5	80,35
Santé	51,13	49,56	65,96	55,1	45,39	50,9
Secteurs de production	80,54	79,15	76,76	76,07	78,35	76,49
Agriculture	56,23	49,57	52,92	51,62	55,38	51,64
Commerce et tourisme	9,39	9,34	8,24	9,91	8,42	6,8
Programmes d'assistance	34,87	33,65	31,45	53,24	24,2	25,57
L'aide alimentaire	12,52	12,92	12,02	9,78	9,71	12,26
Remboursement de la dette	37,8	40,02	28,79	39,08	6,43	4,17
L'aide humanitaire	100,53	92,98	87,02	107,51	140,04	132,67

Source : OCDE-IDS (2018)

**Figure 4 : Evolution de l'aide sectorielle (en % par rapport à l'année précédente) dans l'UEMOA, 2014-2015**



**Source :** Auteur (2018), partir des données de l'OCDE

En outre, l'aide allouée à tous les secteurs connaissent presque une baisse à l'exception de l'aide alimentaire et humanitaire qui ont connu une hausse ces dernière années (OCDE, 2017). C'est une situation qui pourrait s'expliquer par la crise sécuritaire qui a prévalu dans certains pays de l'Union au cours de ces dernières années.

La baisse de l'aide publique au développement en destination des pays de l'UEMOA est un phénomène sérieux. Les décideurs politiques et économiques ainsi les chercheurs de ces pays doivent alors en prendre conscience. L'esprit d'initiative pousserait ces derniers à penser d'ores et déjà à des politiques qui pourront aller dans le sens de l'exploration des mécanismes supplétifs de cette l'aide parfois volatile et incertaine. C'est ce qui est développé dans le paragraphe suivant.

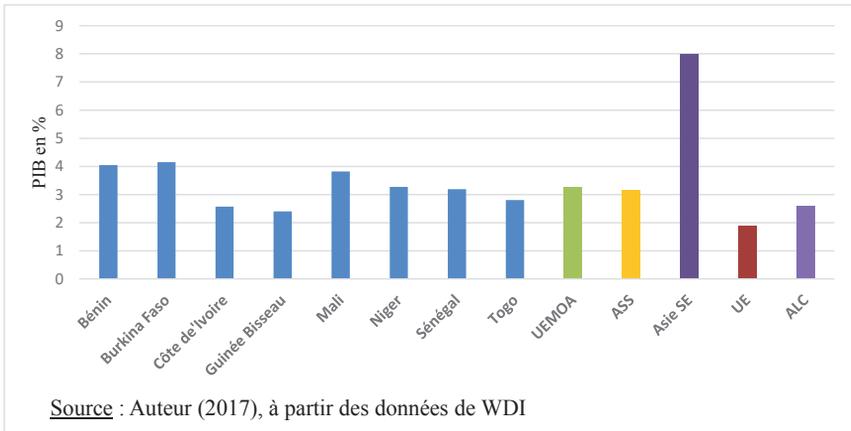
## **1.2. Evolution récente de la croissance du PIB dans l’UEMOA et les comparaisons internationales**

Au cours de ces dernière années, la zone UEMOA est connue comme l’une des régions où la croissance a été solide et forte avec la Côte d’Ivoire et le Sénégal qui restent les économies les plus pondérées de l’Union (FMI, 2017). Cependant, elle a connu des périodes pendant lesquelles la croissance n’a pas été reluisante. La période relative aux années 80 et qui coïncidait avec les Programmes d’Ajustement Structurel (PAS) en fait partie. En effet, la figure 5 présentée ci-dessous indique que sur la période 1980-2015, le taux de croissance moyen du PIB de la zone s’établit à 3.28 %. Comparativement aux autres régions et sous régions, ce taux est relativement plus élevé que ceux de l’Afrique subsaharienne (3.14 %), de l’Amérique latine et caraïbe (2.58 %) et de l’Union Européenne (1.90 %). Par contre, il reste nettement inférieur à celui des pays d’Asie du Sud-Est (7.98 %). Par ailleurs, dans l’UEMOA, les moyennes les plus fortes sont observées au Burkina Faso (4.14%), Bénin (4.05%) et Mali (3.82%). Par contre, la Guinée Bissau (2.39%) où l’incertitude politique demeure un frein réel au décollage économique du pays, la Côte d’Ivoire (2.57%) et le Togo (2.79) pour leurs multiples crises socio-politiques, se sont révélés comme des pays dans lesquels la croissance moyenne a été relativement faible.

De plus, sur la même période, le Sénégal (3.21%) et le Niger (3.28%) ont enregistré une croissance relativement stable surtout lorsqu’on relativise le choc alimentaire des années 1984 – 1985 au Niger qui a conduit le pays à enregistrer un taux croissance de -16.82%. D’autres chocs de nature socio-politique ont conduit le Togo (en 1993) et la Guinée Bissau (en 1998) à enregistrer -15.09% et -28.09% respectivement (valeurs les plus élevées en valeur absolue). Néanmoins, les perspectives économiques récentes des pays l’Union laissent envisager une certaine convergence économique (FMI, 2017). Comme planifié, la section

suiuante fixe l’ancrage théorique ainsi que les contributions empiriques sur la relation Aide et croissance.

Figure 5 : Taux de croissance du PIB dans l’UEMOA et comparaisons internationales, valeurs moyennes de la période 1980 – 2015



## 2. Revue de littérature : de la théorie aux travaux empiriques

La présente section expose la littérature théorique et empirique relative à l’aide internationale. Elle présente également les différentes critiques qui sont adressées à cette forme de financement.

### 2.1. L’analyse théorique de la relation entre l’aide et la croissance

Au plan théorique, les politiques d’aide se sont parfaitement inscrites dans ce qui était pensé comme la nécessité d’une intervention publique dans le cadre des idéologies interventionnistes keynésiennes : les politiques d’aide supposent que celle-ci permette d’accroître l’accumulation du capital en renforçant le revenu domestique (selon le type d’aide : épargne, consommation, dépense publique, etc.). C’est schématiquement présenté, le miracle de l’intervention d’une aide pour le développement. Ce scénario a été donc au cœur de « *Problems of Capital-Formation in Underdeveloped Countries* » de Nurske (1953), qui justifie les

politiques d'aide pour sortir de ce qu'il définit comme étant les cercles vicieux du sous-développement (Servet, 2010).

Cependant, on peut aussi faire remonter l'importance théorique de l'aide internationale aux travaux relatifs à la thèse du « *big push* » de Lewis (1954) et de Rosenstein-Rodan (1943, 1961). Les résultats de ces travaux ont indiqué que les apports massifs en capitaux extérieurs peuvent permettre à un pays en développement de financer son investissement afin de faire face aux problèmes primaires qui bloquent son décollage pour le développement. Dans la foulée, une idée analogue était développée dans les travaux de Harrod (1939, 1942) et de Domar (1946) qui ont connu un écho favorable dans les milieux économiques et politiques (Amewoa, 2008). Dans leurs développements, ils estiment que les financements extérieurs, l'aide au développement notamment, ont pour effet d'accroître la croissance économique par le biais de son effet amplificateur sur l'investissement. En matière d'analyse de l'effet de l'aide au développement dans les pays bénéficiaires, leurs travaux sont aujourd'hui considérés comme l'élément instigateur de la politique d'aide internationale en faveur des pays en développement (Banque Mondiale, 2008 ; FMI, 2017).

En réalité, toutes ces analyses se basent sur l'hypothèse selon laquelle l'épargne intérieure des pays en développement est insuffisante pour réaliser l'investissement nécessaire pour le développement. Dans ces conditions, il est possible de déduire le montant d'épargne étrangère nécessaire pour atteindre un taux d'investissement compatible avec le taux de croissance désiré par les pays : c'est le « *financing-gap* ». Le retard d'un pays s'explique donc par une insuffisance de capital et le rattrapage est bien possible. Ainsi, ces travaux considéraient la possibilité de rattrapage et acceptent les hypothèses d'analyse de la théorie néoclassique<sup>4</sup>. Bien que ces conclusions aient été renforcées environ

---

<sup>4</sup> - Notamment l'hypothèse de rendements décroissants du capital et un progrès technique exogène.

une décennie après par celles de Solow (1956) et plus tard par les analyses du modèle à *double déficit* de Chenery et Strout (1966), elles n'ont pas échappé aux critiques, qui peuvent être classées en deux grandes catégories.

La première catégorie de critiques est d'inspiration libérale (Easterly, 2001 ; 2005 ; Friedman, 1958 et Bauer, 1972). Ils considèrent d'une part que le rôle de l'aide internationale dans le cadre du fonctionnement des modèles théoriques de Domar (1946) et Solow (1956) est très simpliste, inapproprié à l'étude du développement et non conforme à la réalité (Easterly, 2001 ; 2005).

En effet, pour Easterly (2001, 2005), ces analyses supposent que l'aide reçue est totalement consacrée au financement de l'investissement. Ce qui n'est pas le cas dans la réalité (Chenery et Strout, 1966). En plus, elles ne prennent pas en compte les incitations dans les pays bénéficiaires ainsi que d'autres facteurs comme l'atmosphère politique de l'aide. D'autre part, ces auteurs d'inspiration libérale considèrent l'aide comme la principale source de l'inefficacité économique dans les pays qui en bénéficient. L'aide est loin de promouvoir la croissance économique dans les pays en développement. Au contraire, elle la sabote en faussant les règles du marché et du libéralisme économique (Friedman, 1958 ; Bauer, 1972).

La seconde catégorie de critiques est d'inspiration marxiste. Les chercheurs de ce groupe considèrent l'aide comme une nouvelle source d'exploitation ou de néocolonialisme (Treillet, 2004). Cette vision estime que l'aide internationale ainsi que l'ensemble des politiques de développement comme servant avant tout, la cause des pays riches. Ainsi, l'aide est considérée comme un puissant canal par lequel les pays développés continuent par exercer leur domination sur les pays en développement, malgré leur indépendance politique.

## **2.2. L'aide publique au développement et la croissance économique : les contributions empiriques**

Depuis des décennies, la littérature empirique alterne des avis différents sur l'efficacité de l'aide internationale en termes de croissance économique dans les pays en développement. En effet, dans la présente section, sans toutefois produire une revue exhaustive, nous présentons cette littérature empirique tout en relevant les controverses qui se dégagent de ces analyses ou résultats concernant la relation entre l'aide et la croissance économique.

## **2.3. L'aide et la croissance économique : les controverses empiriques**

Le champ de l'analyse empirique de l'efficacité de l'aide au développement, déjà exploré dans les années 1970, a connu véritablement un regain important au début des années 1990. La plupart des études sur l'aide ont cherché à identifier son impact sur la croissance économique, sous-entendu que cette dernière s'accompagnera de progrès sociaux. Cependant, les résultats, dans leur ensemble, prêtent à controverses depuis plusieurs décennies car ils varient entre le pessimisme et l'optimisme des effets de l'aide. Il s'est formé deux grands groupes antagonistes.

En effet, le premiers groupe est initialement composé de Milton Friedman (1958), Peter Bauer (1972), William Easterly (2001) et d'autres économistes qui, dans ce débat, sont allés à des critiques cinglantes, affirmant que l'aide avait contribué à l'expansion de la bureaucratie étatique, avait perpétué la mauvaise gouvernance, avait enrichi l'élite des pays pauvres, ou avait tout simplement été gaspillée. Ils ont fait remarquer que malgré plusieurs décennies d'aide, la pauvreté demeurait généralisée en Afrique et en Asie du Sud et que des pays qui avaient bénéficié d'une aide substantielle affichaient un bilan désastreux au chapitre de la croissance, notamment la République Centrafricaine (RCA), la République Démocratique du Congo (RDC), le Haïti, la Papouasie-Nouvelle-Guinée et la Somalie. Ses détracteurs recommandent que les programmes d'aide fassent l'objet

d'une refonte en profondeur, soient considérablement amputés, voire carrément éliminés (Radelet et al., 2004).

Les partisans de l'aide qui se sont constitués en un second groupe ont rétorqué que, s'ils sont en partie justes, ces arguments portent la marque de l'exagération. Jeffrey Sachs (2005), Joseph Stiglitz (2002), Nicholas Stern (2002), entre autres, ont soutenu que, en dépit de certains échecs, l'aide a contribué à la réduction de la pauvreté et à la croissance dans certains pays et que, en son absence, d'autres pays auraient obtenu des résultats encore pires. Ces défenseurs croient également que bon nombre de ses lacunes sont davantage imputables aux bailleurs de fonds qu'aux bénéficiaires, d'autant plus que l'aide vise dans une large mesure à cimenter des alliances politiques plutôt qu'à financer le développement. Ils citent en exemple la réussite de nombreux pays bénéficiaires tels que le Botswana, la Corée, le Taiwan, l'Indonésie, et récemment, l'Ouganda et le Mozambique, ainsi que des initiatives à grande échelle, notamment la Révolution verte, la campagne contre la cécité des rivières, la thérapie de réhydratation orale et récemment, la fièvre hémorragique à virus Ebola. Ils ont souligné que, depuis plus de quatre décennies que l'aide est fournie sur une grande échelle, les indicateurs de pauvreté se sont repliés dans de nombreux pays et les indicateurs de santé et d'éducation ont connu une croissance sans précédent dans l'histoire de l'humanité.

Indépendamment des deux groupes précédents, un troisième groupe de chercheurs composé de Burnside et Dollar (1998, 2000, 2005), de Collier et Dollar (2002), de Guillaumont et Chauvet (2001) et de Fiodendji et Evlo (2013), met plutôt en exergue l'effet conditionnel de l'aide sur la croissance économique et la réduction de la pauvreté dans les pays bénéficiaires.

En effet, la présente sous-section expose donc dans leurs grandes lignes trois thèses qui s'opposent à cet égard. D'abord, la première soutient l'existence d'une relation négative (ou absence de relation) entre l'aide et la croissance. Ensuite,

la seconde thèse défend une relation est positive même si parfois celle-ci est généralement caractérisée par des rendements décroissants. Et enfin, la troisième thèse plaide pour une relation conditionnelle, en cela que l'aide est efficace dans certaines circonstances seulement : les caractéristiques du pays bénéficiaire et les pratiques ou les procédures des bailleurs de fonds. Nous apportons un nouvel éclairage à ce débat en introduisant dans cette thèse la notion des effets de seuil ainsi que les canaux qui sont susceptibles de moduler les effets de l'aide sur la croissance.

### **2.3.1. L'aide n'influence pas la croissance économique et peut même la freiner**

Comme introduit plus haut, cette première thèse cultive un pessimisme absolu concernant les effets de l'aide dans les pays qui en bénéficient. Peter Bauer est sans doute le plus farouche défenseur de cette thèse. Il affirme que l'aide a un effet dissuasif sur l'investissement, est néfaste au secteur privé et entrave le développement. Si son argumentation a eu du poids, il ne l'a cependant jamais étayée par une étude empirique. Griffen et Enos (1970) ont été aussi parmi les premiers à remettre en question l'efficacité de l'aide dans une étude empirique, qui a fait état d'une corrélation simple négative entre l'aide et la croissance dans vingt-sept pays en développement.

De nombreux chercheurs ont fait écho à cette conclusion, soutenant que la relation était ténue ou inexistante (Friedman, 1958 ; Mosley, 1980 ; Mosley et coll., 1987 ; Dowling et Hiemenz, 1982 ; Singh, 1985 ; Boone, 1994 ; Mosley et Hudson (1996), Boone (1996), Severino et Charnoz (2003). Selon ces chercheurs, il se pourrait que l'aide ne favorise pas la croissance et peut même être en constituer un frein. Même, les études contemporaines (Moyo, 2009 ; Mbah et Amassoma, 2014 ; Khrimi, 2014 ; Temple et Van de Sijpe, 2014 ; Dreher et Langlotz, 2015 ; Igue, 2015) ne trouvent pas d'effet positif de l'aide au développement sur la

croissance. Selon ces auteurs, plusieurs raisons peuvent être avancées pour expliquer ces résultats.

Premièrement, il se peut tout simplement que l'aide soit engloutie dans les limousines et les palais présidentiels. Deuxièmement, elle pourrait encourager la corruption, non seulement dans le cadre des programmes créés par les bailleurs de fonds, mais de façon générale. Troisièmement, il se peut que l'aide enlève leur raison d'être aux projets d'investissement ou d'accroissement de la productivité du secteur privé. L'aide peut entraîner une appréciation de la monnaie et ainsi diminuer la rentabilité de la production des biens échangeables (le syndrome hollandais). Si elle est mal gérée, l'aide alimentaire peut être à l'origine d'une baisse du prix des produits agricoles et du revenu des producteurs. Quatrièmement, les flux d'aide peuvent réduire l'épargne des particuliers (en influant sur les taux d'intérêt) et l'épargne publique (en se répercutant sur les recettes de l'État). Enfin, cinquièmement, l'aide peut aider les mauvais gouvernements à se maintenir au pouvoir, ce qui perpétue les mauvaises politiques économiques et retarde les réformes.

Les études empiriques ont eu de l'influence, bien que nombre d'entre elles soient de qualité douteuse, tout particulièrement à la lumière des normes actuelles. Par exemple, une des études les plus citées, Boone (1994), conclut à l'absence de relation entre l'aide et la croissance. Cependant, l'auteur, qui n'a jamais publié les résultats de l'analyse de la relation, a pris pour hypothèse uniquement une relation linéaire simple. De plus il a fait abstraction de l'éventuelle endogénéité et a utilisé un ensemble de covariables explicatives non classiques.

En réalité, c'est dès les premières décennies de l'après-guerre que Friedman (1958) et Bauer (1972) se sont montrés très critiques vis-à-vis de l'aide publique au développement, évoquant son inefficacité. Ils soulignent que l'APD a un effet négatif sur la croissance des pays en développement en ce sens qu'elle

encourageait la mauvaise gestion et ne bénéficiait qu'à une certaine oligarchie des pays en développement au détriment des populations (Mosley et Hudson, 1996). L'Haïti et la Somalie furent cités comme exemples. Ils vont même jusqu'à préconiser son élimination. Pour ces auteurs, le détournement de l'aide de leur objectif à des fins personnelles et extra économiques (achat de biens de luxes pour les gouvernants, maintien au pouvoir de gouvernements, etc.) constitue ainsi l'un des principales causes de son inefficacité (Boone, 1996 ; Severino et Charnoz, 2003). D'ailleurs, Elliot Berg (1997) avait déjà détecté des effets pervers de l'aide sur les décisions des gouvernants des pays bénéficiaires. C'est le cas typique du Nigéria qui est évoqué et expliqué dans l'article de Mbah et Amassoma (2014). Pour Igue (2015), même si l'aide au développement est associée positivement aux dépenses sociales au Bénin, son effet direct sur la croissance du pays est négatif et significatif.

De toutes ces études, le livre qui a particulièrement fait l'effet de bombe concernant l'inefficacité de l'aide est celui de Dambisa Moyo (2009) intitulé « *Dead Aid : Why Aid Is Not Working and How There Is a Better Way for Africa* ». L'auteur montre que l'aide a des effets pervers ; c'est un véritable échec car l'assistance financière accordée à l'Afrique constitue la principale source des distorsions socioéconomiques observées sur le continent. Elle programme le sevrage progressif des pays africains de cette aide sur une période de cinq à dix ans. Si ce livre constitue une référence dans la revue se rapportant à l'inefficacité de l'aide, il n'échappa pas aux vives critiques de l'économiste égyptien Samir Amine d'une part, et de la Fondation Billes et Belinda Gates dont le but est d'apporter à la population mondiale des améliorations et innovations en matière de santé, puis de l'acquisition des connaissances d'autre part (Limnatis, 2013).

Dans ce contexte pessimiste, les analyses de Rajan et Subramanian (2008) et récemment, celles de Temple et Van de Sijpe (2014) et Dreher et Langlotz (2015) sur un échantillon de 96 pays bénéficiaires d'aide, concluent toujours une absence

d'effet positif de l'aide sur la croissance économique des pays en développement. Une telle conclusion vient en renfort à celle développée par le courant des pessimistes de l'aide. Mais, comme évoquée plus haut, l'idée du syndrome hollandais fût également soulignée par ce courant dans la mesure où des flux massifs de capitaux pourraient entraîner une appréciation de la monnaie, causant ainsi la perte de compétitivité du pays bénéficiaire.

D'autres études (Levine, 2003 ; Hansen et Tarp, 2000 et 2001, et Guillaumont et Chauvet, 2001) ont également abouti à un coefficient proche de zéro et non significatif surtout quand on introduit d'autres variables explicatives (comme par exemple la population). Hansen et Tarp (2000) ont obtenu un coefficient non significatif en introduisant dans l'équation à estimer, un terme quadratique de l'aide. L'aide internationale serait donc sans effet sur la croissance économique des pays bénéficiaires. C'est ce que confirme l'étude de Clemens et al, (2004). Les auteurs s'interrogent sur non seulement la qualité des politiques économiques menées comme facteur d'inefficacité de l'aide, mais également ce qu'elle finance. L'aide alimentaire par exemple est contre-productive alors que le financement des infrastructures économiques a un impact positif sur la croissance économique à moyen terme selon leurs analyses.

### **2.3.2. L'aide a en général un effet positif sur la croissance, bien que le rendement décroisse à mesure que l'aide augmente**

A l'opposé de la première thèse, les auteurs des premières analyses de ce second courant de pensée ont présumé que l'aide stimulerait la croissance en augmentant l'épargne et le stock de capital et en finançant l'investissement. De plus, il se pourrait que l'aide contribue à l'accroissement de la productivité des travailleurs (par exemple par des investissements en santé ou en éducation) ou serve de courroie de transmission de la technologie ou des connaissances entre les pays riches et les pays pauvres (en finançant les importations de biens d'équipement ou dans le cadre de programmes d'assistance technique). Les auteurs de plusieurs

de ces premières études ont constaté une relation positive entre l'aide et la croissance (par exemple Papenek, 1973 ; Levy, 1988), ce qui a donné lieu à des échanges animés avec les chercheurs qui avaient conclu à l'absence d'une telle relation.

Un changement de cap important est survenu au milieu des années 1990, lorsque les chercheurs ont commencé à se demander si l'aide pouvait stimuler la croissance et si le rendement pouvait décroître à mesure qu'elle était augmentée. Curieusement (compte tenu de la réponse de Solow au modèle de Harrod-Domar dans les années 1950) les chercheurs qui s'intéressent à la relation entre l'aide et la croissance ont uniquement testé un rapport linéaire jusqu'au milieu des années 1990. Dans la plupart des études récentes qui admettent le rendement décroissant, on a également conclu une relation positive (Dowling et Heimenz, 1982 ; Rana, 1987 ; Hajimichael et coll., 1995 ; Durbarry et coll., 1998 ; Dalgard et Hansen, 2000 ; Hansen et Tarp, 2000 et 2001 ; Lensink et White, 2001 ; Dalgaard et coll., 2004 ; Burnside et Dollar, 1997, 2000 ; Stiglitz, 2002 ; Sachs, 2005). Les plus récentes études de Malam Maman, 2009 ; Arndt et al. (2010) ; Arndt et al. (2015) ; Fields, G. (2015) ; Scott (2015) et de Dreher et Lohmann, (2015) ; Civelli et al. (2017) et Sothan (2017) ont abouti à la même conclusion que celle des autres études.

Relevons qu'à partir des travaux fondateurs de Burnside et Dollar (1997) jusqu'en 2008, la littérature économique sur l'efficacité de l'aide contenait environ cent (100) articles dans des journaux et revues spécialisés dont soixante et huit fournissaient des résultats favorables à l'effet de l'aide sur la croissance économique (Doucouliagos et Paldam, 2008).

Toutefois, précédemment à l'article de Burnside et Dollar (1997), les résultats empiriques de Dowling et Heimenz (1982) et Rana (1987) confirmaient déjà l'effet significativement positif de l'aide sur la croissance au sein de la région

asiatique. Dans cette continuité, Stiglitz (2002), Stern (2002) et Sachs (2005) ont également défendu l'idée que l'aide a, en général, un effet positif sur les pays à faible revenu, en dépit de quelques échecs remarquables. Ils en veulent pour exemple la Corée, le Botswana et l'Indonésie ou encore, de la Tanzanie et du Mozambique. Une autre preuve de l'efficacité de l'aide s'est traduite, disent-ils, par le recul des indicateurs de pauvreté et la progression rapide des indicateurs d'éducation et de santé ces dernières décennies suite à la généralisation de l'aide. C'est pourquoi Sachs (2005) plaide fortement pour une augmentation massive des flux d'aide en destination des pays en développement. Toutefois, dans le cas d'une inefficacité de l'aide, ces chercheurs imputent dans de nombreuses circonstances à l'attitude des pays donateurs qui cherchent avant tout à renforcer des liens stratégiques avec les pays en développement (Radelet et al, 2004, 2005).

Selon la majorité de ces chercheurs, l'aide n'a pas toujours été efficace, mais, en général, l'augmentation des flux d'aide a été associée à une croissance plus rapide. Ces études ont eu beaucoup moins de retentissement que celles qui avaient conclu à une absence de relation conditionnelle. Roodman (2004) a soumis trois de ces études à une analyse de sensibilité et a constaté que deux d'entre elles (Dalgaard, 2004 et les résultats de l'estimation par la méthode des moments généralisés de Hansen et Tarp, 2001) sont raisonnablement robustes.

Les études récentes couvrant le Cambodge et l'Ouganda se sont également révélées concluantes et robustes. Dans le cas du Cambodge, Sathan (2017) a analysé l'effet de l'aide sur la croissance économique du pays à l'aide d'un modèle ARDL. Une des principaux résultats de cette étude a indiqué que l'impact des flux d'aide extérieure n'est perceptible et significatif qu'à court terme. A partir de ce résultat, l'auteur dégage une conclusion selon laquelle la dépendance à l'aide sur une longue période ne contribue pas forcément à l'investissement et à la croissance économique du Cambodge. Par contre, en Ouganda, l'étude Civelli

et *al.* (2017) a indiqué que l'aide pouvait bien avoir un effet de long terme sur la croissance économique du pays.

Concernant les études contemporaines sur l'efficacité de l'aide dans le contexte de l'Afrique Subsaharienne, il est intéressant d'évoquer l'analyse de Arndt et *al.* (2010), de Arndt et *al.* (2015) et de Fields (2015) qui, en appliquant respectivement des modèles de croissance de type néoclassique, montrent par le biais de l'estimateur GMM que l'aide engendre un effet positif sur la croissance économique de long terme. Scott (2015) quant à lui, distingue deux caractéristiques de l'aide : l'aide bilatérale et l'aide multilatérale. Le résultat de cette distinction lui permet de conclure que l'aide multilatérale est plus efficace que l'aide bilatérale. Selon l'auteur, un tel résultat peut s'expliquer par le fait que l'aide bilatérale est souvent motivée et accompagnée par des intérêts ou des objectifs politiques poursuivis par un pays donateur.

Dans une étude récente de Dreher et Lohmann (2015) qui couvre les pays en développement, les auteurs arrivent à la même conclusion concernant l'effet positif de l'aide sur la croissance économique. En plus de ces résultats, ils distinguent un échantillon dans lequel la probabilité que l'aide soit continuellement efficace est relativement forte. La composition de cet échantillon est certes multiforme ; toutefois, elle est dominée par les pays d'Afrique Subsaharienne. Ces résultats corroborent ceux de (Malam Maman, 2009) qui, dans le cas spécifique du Niger, réalise à partir de ses estimations économétriques que l'effet de l'aide sur la croissance économique du pays est statistiquement significatif. Une dernière thèse évoque une relation conditionnelle entre l'aide et la croissance économique.

### **2.3.3. La relation entre l'aide et la croissance est conditionnelle**

Cette thèse part du principe que l'aide accélère la croissance dans certaines circonstances seulement. Les chercheurs qui partagent ce point de vue ont tenté

de faire ressortir les caractéristiques fondamentales susceptibles d'expliquer l'accélération ou la non-accélération. Cette thèse a deux corollaires distincts : l'efficacité de l'aide dépend des caractéristiques du pays bénéficiaire ; l'efficacité de l'aide dépend des pratiques et des procédures des bailleurs de fonds.

### **2.2.3.1. Les caractéristiques des pays bénéficiaires**

Selon le constat de Isham, Kaufmann et Pritchett (1995), les projets de la Banque mondiale affichaient un meilleur rendement dans les pays où les libertés civiles étaient mieux respectées. Dans une étude qui a eu beaucoup de poids, Burnside et Dollar (2000) ont conclu que l'aide stimulait la croissance uniquement dans les pays qui adoptaient des politiques judicieuses.

En effet, les études de Burnside et Dollar de 1997, reprises par les mêmes auteurs en 2000, constituent aussi les analyses de référence en rapport avec l'efficacité de l'aide dans les pays en développement. Pendant que l'aide traversait une crise de légitimité, ces auteurs démontrent que l'efficacité de l'aide est conditionnée par les bonnes politiques économiques et la qualité des institutions (la gouvernance) dans les pays bénéficiaires. Les conclusions de Burnside et Dollar (1997) ont été reprises et défendues par la Banque Mondiale (1998), Dalggaard et Hansen (2001), Lensink et White (2001) avec des implications de politiques économiques.

Ainsi, si l'aide est plus efficace dans un bon environnement macroéconomique, elle devrait alors cibler les pays pauvres ayant adopté de « *bonnes politiques économiques*<sup>5</sup> ».

Selon d'autres chercheurs, d'autres caractéristiques sont susceptibles d'influer sur la relation aide-croissance : les chocs de prix des exportations (Collier et Dehn,

---

<sup>5</sup> - Ils ont utilisé un indicateur composite de politiques économiques qui prend en compte l'équilibre budgétaire, l'ouverture commerciale et la maîtrise de l'inflation pour juger que la qualité des politiques économiques. Cet indicateur est obtenu à partir de l'indicateur suivant :  
$$\text{Pol eco} = 1,28 + 6,85 * \text{surplus budgétaire} - 1,40 * \text{inflation} + 2,16 * \text{Politique budgétaire}.$$

2001), les perturbations climatiques et les termes de l'échange (Guillaumont et Chauvet, 2001 ; Chauvet et Guillaumont, 2002), la politique et la guerre (Collier et Hoeffler, 2002), le totalitarisme (Islam 2003), le fait d'être sous les tropiques, c'est-à-dire les pays tropicaux (Dalgaard, 2004). Ces études reposent sur un terme d'interaction entre l'aide et la variable en question, et (comme il fallait s'y attendre) nombre des termes d'interaction sont fragiles. Easterly, Levine et Roodman (2004) ont constaté que les résultats obtenus par Burnside et Dollar ne résistent pas à des tests de robustesse limités. Roodman (2004) a testé plusieurs autres études « *conditionnelles* » et a conclu que la plupart d'entre elles étaient relativement fragiles, bien que les conclusions de Dalgaard (2004) soient plus robustes. Ces conclusions sont partagées par les études de Baliaoune-Lutz (2011), Sollenberg (2012) et de Fiodendji et Evlo (2013) qui, dans un contexte d'Afrique subsaharienne, conditionnent aussi l'efficacité de l'aide par les politiques économique et la qualité des institutions.

Quoi qu'il en soit, la thèse voulant que l'aide est plus efficace (ou dans sa variante plus radicale, est efficace *uniquement*) dans les pays ayant des politiques et des institutions saines font désormais partie des idées reçues chez les bailleurs de fonds, en partie en raison de ces études et en partie parce que les intervenants en développement estiment qu'elle est fondée à la lumière de leur expérience. L'attrait de cette approche tient au fait qu'elle peut expliquer pourquoi l'aide semble d'une part, avoir favorisé la croissance dans des pays tels que la Corée, le Botswana, l'Indonésie et, récemment, le Mozambique et l'Ouganda et d'autre part, ne pas avoir stimulé la croissance dans des pays comme le Haïti, le Libéria, le Congo (RDC) et les Philippines. Ces conclusions ont eu un impact énorme sur les bailleurs de fonds (Banque mondiale 2000). Le concept a été directement appliqué par la Banque mondiale lors de l'élaboration du mécanisme de distribution des fonds de l'International Development Assistance (IDA) en

fonction des résultats, et a jeté les bases du Millennium Challenge Account (compte du défi du millénaire) créé par les États-Unis (Radelet, 2003).

Une autre source d'inefficacité qui relève des caractéristiques des pays bénéficiaires est le caractère fongible de l'aide qu'ils reçoivent.

- **L'aide fongible**

L'aide extérieure serait efficace si elle avait un impact sur l'épargne domestique et l'investissement. Contrairement à cette logique, plusieurs analyses empiriques (Griffin 1970, Easterly et Dollar, 1999) ont montré que l'aide internationale encourage la consommation plus que l'investissement. La raison la plus souvent évoquée pour expliquer un tel phénomène est le détournement de l'aide de son objectif initial. Les fonds d'aide n'iraient pas seulement à l'investissement ; une partie serait détournée pour d'autres fins comme le financement des biens de consommation finale, la corruption. Mais il y a une autre raison, qui n'est pas des moindres, et qui explique valablement l'augmentation de la consommation à la suite de l'octroi de l'aide extérieure : c'est le caractère « *fongible* ». On parle ainsi de la fongibilité de l'aide internationale.

En réalité, l'aide destinée au financement de projets (santé ou éducation par exemple) libère des ressources locales que le gouvernement peut utiliser à sa guise. Il peut notamment consacrer les ressources libérées à la consommation (Collier et Dollar, 2002 ; Sandefur, 2006). Cette situation est communément désignée sous le nom de « *fongibilité* » de l'aide internationale.

La fongibilité de l'aide est donc la possibilité qu'un gouvernement receveur d'aide détourne une partie des fonds alloués pour un secteur bien défini lors de la signature d'un programme d'aide vers un autre secteur ou pour sa propre consommation (Amprou 2004). Les bailleurs de fonds doivent, dans ce cas, augmenter le dialogue avec les pays concernés afin que ces derniers mettent en place de bonnes politiques économiques et renforcent leurs institutions. Une fois

l'objectif atteint, l'aide peut être fournie en grande quantité car, selon elle (la Banque Mondiale), c'est seulement dans un environnement macroéconomique sain que l'aide au développement a un impact positif et significatif sur la croissance (Bassene (2012).

### **2.2.3.2. Les pratiques des bailleurs de fonds**

De nombreux analystes ont soutenu que les pratiques des bailleurs de fonds ont une grande influence sur l'efficacité de l'aide dans les pays qui en bénéficient (Djankov et *al.*, 2009 ; Clemens et *al.*, 2011 ; Kilby et Dreher, 2010). Par exemple, l'aide multilatérale pourrait être plus efficace que l'aide bilatérale, et l'aide non liée est censée être plus productive que l'aide liée (Dreher et *al.*, 2014).

Nombre d'observateurs croient également que les bailleurs de fonds qui ont mis en place une imposante bureaucratie, qui n'harmonisent pas leurs pratiques avec celles des autres donateurs ou qui ont négligé le système de suivi et d'évaluation nuisent à l'efficacité de leurs programmes. Suivant deux opinions influentes qui se recourent, l'aide serait plus efficace si les pays bénéficiaires internalisaient davantage les programmes et si leur gouvernement et groupes communautaires participaient plus étroitement à l'établissement des priorités et à l'élaboration des programmes. Cette recommandation requiert l'assentiment de Azam et Laffont (2003) qui, s'inspirant du « *paradoxe micro-macro* » de l'aide décrit par Mosley (1986), démontrent que l'efficacité de l'aide peut être atteinte grâce à l'aide projet marquée par l'existence d'une coordination entre les gouvernements et les Organisations Non Gouvernementales (ONG) locales. Ces analyses ont suscité un important débat qui, dans certains cas, a amené les bailleurs de fonds à changer leurs pratiques.

Cependant, de nos jours, très peu d'études systématiques sur le lien existant entre leurs pratiques et l'efficacité de l'aide ont été réalisées. Les seules études qui sont réalisées décrivent plutôt le caractère *fantôme* de l'aide.

- **L'aide *fantôme***

Pour certains auteurs, l'inefficacité de l'aide dépend fortement de ce qu'elle contient (Kharas 2007 ; Cue Rio, 2014). En effet, dans la littérature économique, certaines controverses liées à la finalité de l'APD portent principalement sur le décalage entre l'aide déclarée par les pays donateurs et la réalité des ressources effectivement disponibles sur le terrain pour financer le développement. Ce décalage a toujours suscité un vif débat tant dans le monde académique (Kharas 2007) que par un grand nombre d'ONG internationales (ActionAid 2005) et que l'on résume habituellement en opposant le terme « *aide fantôme* » au terme « *aide réelle* » (ActionAid 2005).

L'aide « *réelle* » est celle qui est effectivement disponible sur le terrain pour financer le développement, tandis que l'aide « *fantôme* » inclut les dépenses qui viendraient gonfler l'agrégat statistique de l'aide, sans forcément contribuer au développement. Soit parce qu'elles ne correspondent pas à un véritable transfert de ressources vers les pays bénéficiaires. Soit parce qu'elles n'ont pas un réel rapport avec le développement. Si le concept d'aide « *fantôme* » ne fait souvent pas l'unanimité (Carey 2005), les liens entre certaines dépenses notifiées au titre de l'APD et le développement posent effectivement question (ActionAid 2005 ; Charnoz et Severino 2007 ; Kharas 2007 ; Severino et Ray 2010 ; Peyronnet et Cambon 2012).

Ainsi, les catégories d'aide questionnées qui reviennent le plus souvent dans ce débat sont les suivantes : les frais administratifs des pays donateurs (Severino et Ray, 2010 ; OCDE 2010), les coûts d'accueil des réfugiés politiques issus des pays en développement (OCDE 2010), les dépenses de sensibilisation au développement réalisées dans le pays donneur (OCDE 2010), les bourses et autres frais d'étude offerts à des élèves et étudiants des pays en développement pour étudier dans les pays donateurs (Peyronnet et Cambon 2012), l'allègement de la

dette, l'assistance technique recouvrant le coût des experts, consultants, enseignants, universitaires, chercheurs et volontaires des pays donateurs associés aux activités de l'aide (OCDE 2010), secours d'urgence et de l'aide alimentaire. Toutes ces dépenses, bien qu'elles soient intégrées dans l'agrégat statistique de l'aide internationale, n'entraîne aucun mouvement de fonds vers les pays bénéficiaires.

Ainsi, nous venons de présenter les trois grands courants de pensée concernant les effets de l'aide extérieure. A partir de cette présentation, nous constatons finalement une persistance de l'incertitude des effets de l'aide internationale sur la croissance puisque la capacité de cette forme de financement sur la croissance dans le pays d'accueil n'est pas fermement soutenue. Toutefois, la plupart de ces études partagent plusieurs faiblesses d'ordre méthodologiques. Le premier problème étant relatif au mauvais traitement de l'endogénéité de l'aide (Deaton, 2010 ; Temple, 2010) et le second étant lié à l'ignorance structurelle de l'existence d'une relation non linéaire entre l'aide et la croissance économique (Fiodendji et Evlo, 2013).

Au-delà de ces problèmes méthodologiques, la littérature économique évoque néanmoins le fait que même dans un environnement macroéconomique sain, l'aide extérieure ne peut avoir un effet significatif sur la croissance que lorsqu'elle atteint un niveau seuil (niveau optimal) déterminé et qu'elle est bien canalisée. La présente thèse teste ces hypothèses dans ses seconde et troisième approche en considérant le cas des pays de l'UEMOA. Pour l'instant, nous évoquons d'abord les études qui ont tenté d'explorer cette piste dans la suite de revue de littérature.

#### **2.3.4. Les effets non linéaires de l'aide sur la croissance économique : point sur les études antérieures**

La question du seuil optimal d'aide pour promouvoir une croissance économique au sein des pays en développement a été relativement moins touchée dans la revue

de littérature. Les études de Boone (1996), Clemens et al (2004), Kalyvitis et *al.* (2012), Fiodendji et Evlo (2013), Alia et Anago (2014) et Hall et Harb (2015) sont, à notre connaissance, quelques-unes à avoir abordé l'analyse du seuil à partir duquel l'aide accordée à un pays pauvre ne peut être efficace. Cette analyse suppose que l'aide doit être suffisamment forte pour être optimale et efficace, c'est-à-dire promouvoir la croissance économique dans ces pays.

Certains auteurs ont même essayé de déterminer (de façon classique) les seuils d'efficacité de l'aide internationale. Clemens et *al* (2004) par exemple soutiennent que l'aide octroyée à un pays donné atteint son efficacité maximale lorsqu'elle vaut à peu près entre 16% à 18% de son PIB. Pour Boone (1996) dont l'analyse permet à cet effet d'avoir une idée sur le seuil minimal nécessaire pour que l'aide soit productive, l'aide internationale n'influence le niveau d'investissement dans les pays pauvres notamment d'Afrique Subsaharienne que lorsqu'elle atteint le seuil minimal de 15% du PIB du pays bénéficiaire. Au-delà de ce seuil, lorsque l'aide reçue augmente, le niveau de l'investissement réalisé l'est aussi. L'aide n'influencerait alors la croissance économique qu'à partir de ce seuil. Sur cette base, l'aide peut donc être considérée comme optimale. Kalyvitis et *al.* (2012) trouvent que ce seuil vaut 6,18% du PIB des pays bénéficiaires avec un échantillon beaucoup plus large quarante-deux pays comprenant les pays africains, asiatiques et sud-américains.

Pour Alia et Anago (2014), l'effet de l'aide sur la croissance économique d'un panel de pays d'Afrique Subsaharienne n'est remarquable que lorsque celle-ci se situe entre 14,8% et 17,2 % du PIB de ces pays. Appliqué à un échantillon plus réduit que celui d'Alia et Anago (2014), Hall et Harb (2015) estiment que ce seuil se situerait plutôt entre 11,4 % et 27,19 % du PIB. La divergence des seuils trouvés selon ces études évoquées proviendrait probablement des caractéristiques méthodologiques utilisées d'une part, de l'hétérogénéité des échantillons et des périodes d'étude d'autre part.

Dans le contexte Ouest africain, Fiodendji et Evlo (2013) appliquent avec rigueur un modèle de seuil endogène à la Hansen sur un échantillon de treize pays de la Communauté Economique des Etats de l’Afrique de l’Ouest (CEDEAO). Les auteurs obtiennent une valeur seuil d’aide de 8,7% du PIB des pays de la Zone. Ce seuil est relativement plus faible, comparé aux précédents, peut-être parce qu’il est conditionné par deux indicateurs : la qualité des institutions et les politiques économiques. C’est ce qui fait d’ailleurs le mérite de l’étude. Par contre, sa limite est de n’avoir pas estimé ces valeurs seuils au sein des pays de l’UEMOA et de non-UEMOA qui composent la CEDEAO. Or, la distinction de ces deux sous échantillons permettrait d’effectuer des comparaisons et de formuler des recommandations de politiques économiques spécifiquement adaptées à chaque communauté économique sous régionale. De plus, la construction d’un indicateur sensé mesurer soit la qualité des institutions, soit les politiques économiques ne fait souvent pas l’unanimité au sein des débats économiques.

### 3. Analyse économétrique

#### 3.1. Le modèle à effet de seuil à la Hansen (1999)

Pour le besoin de notre étude, un modèle à effet de seuil de type « *Panel Threshold Regression* » (PTR) initialement introduite par Hansen (1999) et repris plus tard par Im, Pesaran et Shin (2003) pour caractériser la non-linéarité d’une relation liant deux (02) ou plusieurs variables dans un modèle de régression a été adopté. La spécification générale du modèle de seuil prend la forme suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{k=0}^{K-1} \beta_{K+1} x_{it} \mathbb{I}(y_k < q_{it} \leq \gamma_{k+1}) + \beta_{K+1} x_{it} \mathbb{I}(y_K < q_{it} \leq \gamma_{K+1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où l’indice  $i$  réfère à la dimension individuelle avec  $(1 \leq i \leq N)$  et  $t$  la dimension temporelle  $(1 \leq t \leq T)$ .  $\mu_i$  est l’effet fixe spécifique pour chaque pays et  $\varepsilon_{it}$  le terme d’erreur est de ce point de vue indépendantes et identiquement distribuées (*iid*) de moyenne nulle et de variance  $\sigma_\varepsilon^2$  finie [*iid*  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ].

Dans ce modèle, le mécanisme de transition est modélisé à l'aide d'une fonction indicatrice  $\mathbb{I}(\cdot)$  qui prend la valeur 1 si la contrainte entre parenthèse est respectée, et zéro sinon. Elle est définie par la variable de seuil  $q_{it}$  et de paramètre de seuil  $\gamma$ .  $y_{it}$  est la variable dépendante et  $x_{it}$  est le vecteur des variables explicatives. On note aussi que  $\gamma_0 = -\infty$  et  $\gamma_{K+1} = +\infty$ . L'équation (1) nous permet d'obtenir de  $K$  valeurs de seuil et de  $(K + 1)$  régimes. Au niveau de chaque régime, l'effet marginal de  $x_{it}$  ( $\beta_k$ ) sur  $y_{it}$  peut alors varier.

Toutefois, suivant l'analyse de Gong et Zou (2001) et de Bick et Nautz (2008), nous considérons un discriminateur constant qui n'est pas spécifiquement individuel mais capture statistiquement l'effet commun pour toute la dimension temporelle. Le fait d'ignorer ( $\delta_k$ ) dans le modèle peut toutefois conduire à des estimations biaisées des valeurs seuil et par conséquent, l'impact des effets marginaux correspondants. Sur cette base, l'équation (1) devient :

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{k=0}^{K-1} (\beta_{K+1} + \delta_{k+1}) x_{it} \mathbb{I}(\gamma_k < q_{it} \leq \gamma_{k+1}) + \beta_{K+1} x_{it} \mathbb{I}(\gamma_K < q_{it} \leq \gamma_{K+1}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Où la différence entre les interceptions des régimes est représentée par  $\delta_k$ . L'équation (2) suppose que  $\delta_k$  reste le même pour toutes les sections (la dimension temporelle) mais n'est pas spécifiquement individuel.

Concernant la méthode d'estimation, il pourrait se poser deux problèmes : l'estimation des effets individuels qui sont communs aux différents régimes d'une part et de celle des coefficients de pentes et des paramètres de seuils. Ces derniers rendent impossible l'estimation directe par *Ordinary Least Squares (OLS)*, les variables explicatives dépendant de ces paramètres de seuils. Dans cette logique, la démarche d'estimation doit alors s'effectuer, comme le conseille Bai (1997) et Hurlin et al., (2008), en transformant le modèle (2) de la manière suivante :

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{\mu}_i + \sum_{k=0}^{K-1} (\beta_{K+1} + \delta_{k+1}) \tilde{x}_{it} \mathbb{I}(\gamma_k < q_{it} \leq \gamma_{k+1}) + \beta_{K+1} \tilde{x}_{it} \mathbb{I}(\gamma_K < q_{it} \leq \gamma_{K+1}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Où  $\tilde{y}_{it} = y_{it} + \bar{y}_{it}$  avec  $\bar{y}_{it} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$  ;  $\tilde{u}_{it} = u_{it} + \bar{u}_{it}$  avec  $\bar{u}_{it} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it}$  et  $\tilde{x}_{it}(\gamma) = x_{it}(\gamma) + \bar{x}_{it}(\gamma)$  avec  $\bar{x}_{it}(\gamma) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma)$

Une fois que les effets individuels fixes éliminés, la démarche consiste à appliquer les *Moindres Carrés Séquentiels (MCS)*. En effet, pour des seuils fixés, il est possible d'estimer les coefficients de pentes  $\beta$ . Ainsi, on estime d'abord  $\hat{\beta}(\gamma)$  comme suit :

$$\hat{\beta}(\gamma) = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}'_{it}(\gamma) \times \tilde{x}_{it}(\gamma) \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}'_{it}(\gamma) \times \tilde{y}_{it}(\gamma) \right] \quad (4)$$

Ensuite, on en déduit la somme des carrés résidus (SCR) :

$$SCR(\gamma) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{it}^*)^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}'(\gamma)x_{it}(\gamma))^2 \quad (5)$$

Cette démarche doit être répétée pour l'ensemble des valeurs de seuils possibles comprises dans un intervalle  $\Omega$ , qui est défini de façon à garantir un nombre minimum d'observations dans chaque régime. Chan (1993) et Hansen (1999) recommandent de retenir comme estimateurs optimaux des paramètres de seuils  $\hat{\gamma} = (\hat{\gamma}_1, \dots, \dots, \hat{\gamma}_{k+1})$ , ce qui minimisent la somme des carrés des résidus :

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Omega} SCR(\gamma) \quad (6)$$

Les coefficients de pentes  $\beta'(\gamma)$  sont alors à nouveau obtenus à l'aide du *Ordinary Least Squares (OLS)* calculées en  $\hat{\gamma}$ . Ce qui rend alors possible la déduction de la variance empirique des résidus :

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \frac{1}{n(T-1)} \hat{u}_{it}^* \hat{u}_{it}^* = \frac{1}{n(T-1)} S(\hat{\gamma}) \quad (7)$$

Après ce traitement, nous introduisons à présent un régime d'intersection dans un modèle de seuil pour éliminer l'effet spécifique individuel avec des effets fixes standards en transformant les coefficients de pente  $\beta_k$  et  $\beta_{k+1}$  en  $\beta_1$  et  $\beta_2$  (cas de deux régimes). Ainsi, cette forme particulière d'un modèle à effet de seuil à Hansen à deux (02) régimes s'écrit :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} \mathbb{I}(q_{it} \leq \gamma) + \delta_1 \mathbb{I}(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} \mathbb{I}(q_{it} > \gamma) + \epsilon_{it} \quad (8)$$

Dans cette équation,  $\mathbb{I}(q_{it} \leq \gamma)$  représente le régime d'intersection. Cette formulation de l'équation (8) suppose que la différence entre les intersections de régimes, représenté par  $\delta_1$ , n'est pas spécifiquement individuel mais plutôt la même pour toutes les sections. Alors, les estimations de pente pour chaque régime sont identiques à celles d'une régression en utilisant uniquement des observations du régime qui reflète l'orthogonalité des variables explicatives  $\mathbb{I}(x_i \leq x_m)$  et  $x_i \mathbb{I}(x_i > x_m)$ . Elles peuvent être obtenues par la méthode *OLS*. Mais si elles sont biaisées, elles entraînent d'autres conséquences dans le modèle de seuil des données de panels. C'est pourquoi pour obtenir des estimateurs de  $\beta_1$  et  $\beta_2$  *best linear unbiased estimateur (BLUE)*, il est nécessaire d'étendre la configuration du modèle initial en introduisant la variable retardée de  $y_{it}$  en référence à Hansen et Caner (2004), à Drukker et al., (2005) et à Vinayagathan (2013). Le modèle estimable devient :

$$y_{it} = \mu_i + \theta_1 y_{i,t-1} + \beta_1 x_{it} \mathbb{I}(q_{it} \leq \gamma) + \delta_1 \mathbb{I}(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} \mathbb{I}(q_{it} > \gamma) + \epsilon_{it} \quad (9)$$

Dans cette équation (9),  $y_{i,t-1}$  est la variable retardée d'une période de la variable dépendante  $y_{it}$ . Pour un contrôle rigoureux de tout biais, il est préférable que cette équation soit estimée par GMM ou par la méthode instrumentale du fait l'endogénéité avérée de l'aide publique au développement, lorsque tous les tests pré-estimations sont concluants (Hansen et Caner, 2004).

Dans cette logique, l'hypothèse nulle pour tester la signification du seuil doit être étendue par  $\delta_1 = 0$  d'une part, et la dérivation de la distribution asymptotique de l'estimation de seuil repose maintenant sur l'hypothèse technique additionnelle suivante :  $\delta_1 \rightarrow 0$  lorsque  $N \rightarrow \infty$  d'autre part. Cela signifie que la différence dans les interceptions entre les deux régimes est « *minimisable* » par rapport à la taille de l'échantillon qui est complètement analogue à l'hypothèse concernant les coefficients de pente. C'est pourquoi à l'annexe de son article Hansen (1999) démontre théoriquement que les expressions :  $\theta' = [(\beta_2 - \beta_1)' - \delta_1]$  et  $z_{it} = (x'_{it}1)C$  pourraient être prises en compte comme régresseurs supplémentaires du régime d'intersection (Im, Pesaran et Shin, 2003).

### 3.2. Inférence dans le modèle PTR

- Le test de linéarité

C'est un test crucial qui consiste à prouver si l'effet de seuils est statistiquement significatif et réciproquement de montrer que la relation liant les variables explicatives à la variable expliquée peut-être représentée à l'aide d'un modèle à changements de régimes. Pour ce faire, on construit un test d'hypothèse nulle de linéarité contre l'alternative d'un modèle à transition brutale avec un unique seuil. Plus précisément, ce test consiste à tester l'égalité des coefficients des différents régimes. Dans l'équation (9), l'absence d'effet de seuil est représentée par l'hypothèse suivante :

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \text{ contre } H_0: \beta_1 \neq \beta_2$$

Le test est alors construit en considérant le seuil comme étant fixé à sa valeur estimée. Il est ainsi possible d'utiliser les statistiques de tests usuels telles que celui de Fisher :

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma}_1)}{\hat{\sigma}^2} \quad \text{où} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N(T-1)} S_1(\hat{\gamma}_1) \quad (10)$$

Où  $S_0$  est la somme des carrés des résidus du modèle linéaire et  $S_1(\hat{\gamma}_1)$  la somme des carrés des résidus du modèle à un seuil. Toutefois, comme l'estimateur du paramètre de seuil est obtenu par maximisation de la fonction de vraisemblance des observations, la distribution des statistiques de tests n'est pas connue. La résolution passe par la méthodologie de Hansen (1996).

- **Le test de détermination du nombre de régimes**

Ce test s'applique en cas de présence d'un effet de seuils avérée. Sa procédure est similaire à celle utilisée pour tester la linéarité. Par exemple, pour tester si le modèle possède deux régimes (hypothèse nulle  $H_0: \beta_2 = 0$ ), ou au minimum trois régimes (hypothèse alternative  $H_1: \beta_2 \neq 0$ ), le test de Fisher suivant est appliqué :

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1^*) - S_2(\hat{\gamma}_1^*, \hat{\gamma}_2^*)}{\hat{\sigma}^2} \quad (11)$$

où  $S_2$  est la somme des carrés des résidus du modèle à trois régimes. L'hypothèse nulle d'un seuil unique est rejetée en faveur d'au minimum deux, si la valeur de  $F_2$  est supérieure aux valeurs critiques simulées par *bootstrap*.

En cas de rejet de l'hypothèse nulle d'un modèle à un seuil, la démarche de détermination du nombre de régimes se poursuit. Il est alors nécessaire de tester l'hypothèse nulle de deux seuils ( $H_0: \beta_3 = 0$ ) contre un modèle contenant au minimum trois ( $H_1: \beta_3 \neq 0$ ). Le test de Fisher  $F_3$  correspondant se présente dans l'équation (11) comme suit :

$$F_3 = \frac{S_2(\hat{\gamma}_1^*, \hat{\gamma}_2^*) - S_3(\gamma_1^*, \gamma_2^*, \hat{\gamma}_3^*)}{\hat{\sigma}^2} \quad (12)$$

où  $S_3$  est la somme des carrés des résidus du modèle à quatre (04) régimes. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, la spécification doit contenir au minimum quatre régimes, et la démarche devrait être poursuivie jusqu'au non rejet de l'hypothèse nulle<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> - Dans la pratique, on s'arrête le plus souvent à quatre. La solution à privilégier pour pouvoir en considérer un plus grand nombre est d'utiliser un mécanisme de transition lisse et non plus brutale (Hurlin et Fouquau, 2008).

- **Intervalle de confiance sur le seuil**

Lorsque l'effet de seuils est avéré et que le nombre de régimes est déterminé, Chan (1993) et Hansen (1999) montrent que les seuils obtenus  $\hat{\gamma}$  sont des estimateurs convergents des vraies valeurs et que la distribution asymptotique de ceux-ci est non standard. Pour estimer leur intervalle de confiance, il est alors nécessaire de former une région de non rejet en se servant des tests de Fisher qui viennent d'être présentés lors des tests de non linéarité. Ainsi, dans une représentation PTR à  $K + 1$  régimes, le test de Fisher revient à tester  $H_0 : \gamma_j = \gamma_0$  contre  $H_0 : \gamma_j = \gamma_0$  à partir de la statistique de test suivante :

$$LR(\gamma) = \frac{S(\gamma_j/\gamma_1, \dots, \gamma_{j-1}; \gamma_{j+1}, \dots, \gamma_m) - S(\hat{\gamma}_j/\gamma_1, \dots, \gamma_{j-1}; \gamma_{j+1}, \dots, \gamma_m)}{\hat{\sigma}^2} \quad (13)$$

où  $\gamma_0$  est la vraie valeur du seuil,  $\gamma_j$  représente le seuil sur lequel l'intervalle de confiance est créé et  $S(\gamma_j)$  est la somme des carrés des résidus obtenus en  $\gamma_j$  conditionnellement aux autres seuils. Sachant que l'hypothèse nulle est rejetée pour des fortes valeurs de  $LR_1(\gamma_0)$ , l'intervalle de confiance à  $(1 - \alpha)\%$  est donc la zone de « non rejet », ou autrement dit l'ensemble des valeurs de  $\gamma_j$  pour lesquels  $LR_1(\gamma) \leq \gamma(\alpha)$  où  $\gamma(\alpha)$  représente les valeurs critiques du test associées à un risque de première espèce de  $\alpha\%$ . Pour obtenir ces derniers, Hansen (1999) considère les valeurs critiques suivantes :

$$\gamma(\alpha) = -2 \log (1 - \sqrt{1 - \alpha}) \quad (14)$$

La conclusion théorique du test montre que l'hypothèse nulle  $H_0 : \gamma_j = \gamma_0$  est rejetée pour un risque  $\alpha$  si la valeur de  $LR_1(\gamma)$  dépasse  $\gamma(\alpha)$ .

### 3.3. Spécification du modèle empirique

Comme définit plus haut, nous appliquons le modèle a seuil modifié sur données de panel dans l'espace UEMOA afin d'analyser l'effet de l'aide sur la croissance économique. Pour ce faire, nous considérons la spécification empirique suivante :

$$\begin{aligned}
TCPIB_{i,t} = & \mu_{i,t} + \theta_1 TCPIB_{i,t-1} + \beta_1 APD_{i,t} \mathbb{I}(APD_{i,t} \leq \gamma) + \delta_1 \mathbb{I}(APD_{i,t} \leq \gamma) \\
& + \beta_2 APD_{i,t} \mathbb{I}(APD_{i,t} > \gamma) + \alpha_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{15}$$

*i = indice pays et t = indice temporel*

Dans cette équation (15), de la gauche vers la droite, sont libellés :

- $TCPIB_{i,t}$  : le taux de croissance du PIB. C'est la variable expliquée par un ensemble de variables dont les valeurs retardées d'une période de la variable dépendante ;
- $APD_{i,t}$  : l'aide publique au développement (globale) reçue par chacun des pays de l'échantillon de l'étude. Elle est rapportée au PIB (en % du PIB).

Les fonctions indicatrices  $\mathbb{I}(APD_{i,t} \leq \gamma)$  et  $\mathbb{I}(APD_{i,t} > \gamma)$  sont susceptibles de prendre des valeurs 1 si le terme entre la parenthèse est vrai et 0 si la condition en parenthèse n'est pas vérifiée. On présume que  $\beta_1 \leq 0$  et  $\beta_2 > 0$  car en théorie une aide faible enfonce les pays dans le *piège du sous-développement* alors qu'une aide forte à la manière du *big push* affectera positivement le  $TCPIB$  (Rosenstein-Rodan, 1961).

- $X_{i,t}$  est une matrice de variables de contrôle susceptibles d'expliquer le taux de croissance de l'économie. Salai-i-Martin (1997) a identifié plus soixante (60) variables ayant un effet significatif sur la croissance économique dans au moins une équation de régression. Toutefois, dans la présente analyse, nous limitons leur nombre<sup>7</sup> pour apprécier au mieux l'influence de notre variable d'intérêt.

Cette matrice inclut notamment : *un indice de qualité institutionnelle* (INST) construit à partir d'une moyenne pondérée de quatre (04) variables institutionnelles d'*International Country Risk Guide* (ICRG) : le contrôle de la

---

<sup>7</sup> - Le choix de ces variables spécifiques a été fait de façon à minimiser le risque de corrélation avec les variables du modèle. Ainsi, nous étudions la matrice des corrélations entre les variables du modèle afin d'éviter les biais statistiques et de réduire les risques de multi colinéarité.

corruption, la stabilité du gouvernement (politique), la responsabilité démocratique et la qualité bureaucratique. En effet, un cadre institutionnel sain et solide est favorable aux effets de l'aide (Burnside et Dollar, 2000 ; Acemoglu et Weder, 2002 ; Acemoglu et *al.*, 2005) ; l'investissement (INV) ; le degré d'ouverture de l'économie (OUV) ; *un indicateur de stabilité macroéconomique* : le taux d'inflation (INFL) ; le déficit public en % du PIB (DEFP), et *un indicateur de capital humain* (KH) mesuré par le taux d'inscription à l'enseignement secondaire.

### **3.4. Les sources de données**

Dans le cadre de cette étude qui couvre les pays de la zone UEMOA, les données annuelles sur toutes nos variables sont extraites de plusieurs bases : d'abord, la première est le *Système de notation des pays créanciers (SNPC) de l'OCDE*. De celle-ci est extraite l'aide publique au développement globale nette reçue par les pays en développement. Ensuite, la seconde est l'*International Country Risk Guide (ICRG)* détenue par le « *Political Risk Services* », où sont extraites les variables institutionnelles. Une autre base dont nous nous sommes servis est le *World Development Indicateur (WDI)*. Cette dernière contient des données en série normalement longue sur les autres variables du modèle. L'étude couvre la période 1980-2015<sup>8</sup>.

### **3.5. Analyse descriptive des variables du modèle**

L'analyse des données de notre base nous a amené à identifier les régimes des économies de l'Union par rapport au seuil d'aide publique au développement. En effet, il a été possible de décomposer les différentes combinaisons de ces régimes. On peut ainsi identifier deux différents états à partir desquels les pays de l'Union

---

<sup>8</sup> - Test de robustesse : pour respecter les règles qui conditionnent l'application des GMM, nous avons calculé les moyennes quinquennales sur nos observations. Cette méthode a l'avantage non seulement d'éliminer la tendance cyclique mais également de rendre le *T* relativement plus petit que le *N* (Giovanni, 2005 ; Giocchini, 2006).

pourraient se situer : une situation dans laquelle l'aide est inférieure à sa valeur seuil et celle dans laquelle on observe que l'aide est supérieure à sa valeur seuil. A la suite de cette identification, nous présentons alors la statistique descriptive des relations linéaire puis non linéaire l'aide et la croissance économique au sein de la Zone.

**Tableau 2** : Statistiques descriptives des linéaires et de seuil entre les variables

Variables	Linéaire	Non linéaire	
		$\leq 12.741$	$> 12.741$
$\overline{TCPiB}$	4.1316	2.9536	3.5953
$\sigma_{TCPiB}$	9.8584	4.4078	5.3992
$TCPiB_{min}$	-36.045	-36.045	-28.099
$TCPiB_{max}$	20.286	14.576	20.286
$\overline{APD}$	12.038	8.1734	25.814
$\sigma_{APD}$	11.715	3.2236	4.0509
$APD_{min}$	0.0742	0.0742	12.854
$APD_{max}$	78.707	12.740	78.707
$\overline{INST}$	2.5853	1.4881	2.9631
$\sigma_{INST}$	1.4442	2.4192	2.9608
$INST_{min}$	0.9421	0.9421	2.0922
$INST_{max}$	3.5213	3.5201	3.5213
$\overline{INV}$	19.463	19.338	17.276
$\sigma_{INV}$	9.0727	7.0755	6.7031
$INV_{min}$	2.7328	2.7328	4.5624
$INV_{max}$	60.156	40.268	60.156
$\overline{OUV}$	82.368	76.288	59.138
$\sigma_{OUV}$	4.3183	6.4385	2.4515
$OUV_{min}$	9.7830	25.916	9.7830
$OUV_{max}$	171.71	171.71	138.27
$\overline{INFL}$	5.7282	3.6108	11.224
$\sigma_{INFL}$	11.640	4.4021	19.442
$INFL_{min}$	-17.641	-17.641	-7.7966
$INFL_{max}$	80.788	22.913	80.788
$\overline{DEFP}$	-3.9295	-3.6794	-5.9901
$\sigma_{DEFP}$	3.8375	3.5042	4.0039
$DEFP_{min}$	-14.647	-14.647	-3.7341
$DEFP_{max}$	11.532	-2.1643	11.532
$\overline{KH}$	24.579	25.337	14.361
$\sigma_{KH}$	15.378	12.872	9.6181
$KH_{min}$	2.4843	2.4843	4.5137
$KH_{max}$	72.313	55.911	72.313
N	288	165	123

**Source** : Auteur (2017), outputs du logiciel STATA

*Note* :  $\bar{X}$  représente les moyennes respectives correspondantes aux variables  $X$ .  $X_{min}$  et  $X_{max}$  indiquent les valeurs minimales et maximales.  $\sigma_x$  est l'écart type et  $N$  le nombre d'observation.

Les résultats de ces analyses sont compilés dans le tableau 1 (ci-dessus), duquel plusieurs enseignements peuvent également être tirés.

D'abord, on constate que chaque régime contient au moins 42% du total des observations. Ainsi, l'inférence statistique et économétrique est applicable car chaque régime dispose assez de données pour obtention des tests concluants et des estimations assez cohérentes. Ensuite, sans aller dans les détails, la moyenne d'aide est 8.17% dans le premier régime contre 25.81% dans le second. Il y a bien une différence fondamentale entre les deux régimes. Enfin, le taux de croissance moyen n'est pas relativement stable dans les deux régimes. Il varie de 2.95% à 3.59%. Après l'analyse de ces résultats, nous procédons aux tests statistiques et économétriques sur nos données.

### **3.6. Résultats de l'inférence statistique et économétrique**

Dans ce paragraphe, on présente les résultats des tests statistiques et économétriques que nous avons appliqués avant l'estimation des modèles à effet de seuil. Il s'agit notamment des tests de corrélation et de stationnarité d'une part et des tests de linéarité, de détermination du nombre de régimes et de localisation de l'intervalle de confiance sur le (s) seuil (s) respectif (s) déterminé (s) d'autre part. A cet effet, les résultats des tests de multicolinéarité et de stationnarité en données de panel (tests de Harris et Tzavalis, 1999 ; de Hadri, 2000 ; de Levin, Lin et Chu, 2002 ; et de Im, Pesaran et Shin, 2003) sont présentés ci-dessous. Pendant que les premiers révèlent l'existence d'une faible corrélation entre les variables du modèle, signifiant que l'inclusion de toutes ces variables dans un même modèle (équation) ne posera aucun problème de multicolinéarité ; les seconds ont révélé essentiellement que les variables : taux de croissance du PIB, l'aide publique au développement et l'investissement sont stationnaires avec l'introduction d'un trend dans le modèle. Toutefois, compte tenu de la puissance de test IPS (Im, Pesaran et Shin, 2003) sur les autres tests (Hurlin et Mignon,

2005), la conclusion retient globalement une absence de racines unitaires pour ces séries en panel. A présent, il convient de présenter les résultats de l'inférence statistique du modèle dont les aspects théoriques sont clairement présentés plus haut.

A cet effet, dans cet article, nous utilisons l'algorithme de détermination de seuil endogène fourni par Hansen (1999) à l'exemple de Hurlin et villieu (2010), de Fiodendji et Evlo (2013) et de Fiodendji et al. (2014)<sup>9</sup>. Il s'agit d'une procédure de régression basée sur la technique des *moindres carrées séquentiels* sur toutes les valeurs seuils candidates jusqu'à ce que l'on obtienne la valeur seuil c'est à dire le seuil optimal correspond à la valeur de  $\gamma$  qui minimise la somme des carrés des résidus. Après, le test de linéarité du modèle, de détermination du nombre de régimes et de l'estimation de l'intervalle de confiance du seuil optimal sont effectués sur la base des recommandations de Hansen relatives à l'utilisation du test de ratio de vraisemblance et de la procédure de *bootstrap* (Hansen, 1996 ; 1999). Ainsi, la compilation minutieuse des résultats de ces tests se retrouve dans le tableau ci-dessous (tableau 4).

**Tableau 3** : Matrice de corrélation des variables incluses dans le modèle

+	TCPIB	APD	INST	INV	OUV	INFL	DEFP	KH
TCPIB	1.000							
APD	-0.026	1.000						
INST	0.072	-0.159	1.000					
INV	0.126	0.024	0.081	1.000				
OUV	0.091	0.539	-0.056	-0.014	1.000			
INFL	0.038	0.491	-0.104	-0.499	-0.178	1.000		
DEFP	0.522	0.378	-0.306	0.354	0.405	0.070	1.000	
KH	0.065	0.367	0.108	0.391	0.539	0.191	0.491	1.000

**Source** : Auteur (2017), outputs du logiciel STATA

<sup>9</sup> - Voir la programmation initiale de Hansen (1999) sur « <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/> ». Elle a été reprise par Colletaz et Hurlin C. (2006, 2011), Fiodendji K. et Evlo K. (2013), et Fiodendji K., Kamgnia D. B. et Tanimoune, Ary N. (2014). La version modifiée du programme permet même de conditionner la détermination du seuil d'une variable par une autre variable d'intérêt préalablement définie.

L'analyse de ce tableau révèle que lorsqu'on applique le test de Hansen (1999) avec 1000 réplifications du *bootstrap* pour tester la non-linéarité, on trouve que les ratios de vraisemblance de *LR Hansen Test* et ses *p-values* conduisent au rejet de l'hypothèse nulle au seuil critique de 5 %. Ce résultat traduit le fait qu'il existe une relation non-linéaire entre l'aide et la croissance économique des pays de l'UEMOA. Un tel résultat implique que soit déterminé le nombre de régimes du processus. A cet effet, le même tableau montre que le test itératif de Fisher (*Fisher Test*) permet de conclure que l'hypothèse nulle est acceptée pour un seuil critique de 5 % pour la période et les sous-périodes considérées. En conséquence, ils existent deux régimes d'aide. Ce résultat traduit l'idée selon laquelle la non-linéarité de la relation aide et croissance dans la Zone l'UEMOA donne lieu à la détermination d'une seule valeur seuil.

**Tableau 4** : Résultats de tests de racine unitaire sur données de panel

Variables	TCPIB	APD	INST	INV	OUV	INFL	DEFP	KH
<b>Intercept</b>								
Levin, Lin et Chu	-7.489 <sup>a</sup> (0.002)	-2.638 <sup>b</sup> (0.026)	-9.402 <sup>a</sup> (0.001)	-2.023 <sup>c</sup> (0.084)	-2.739 <sup>b</sup> (0.019)	-8.313 <sup>b</sup> (0.043)	-5.368 <sup>b</sup> (0.029)	-3.005 <sup>b</sup> (0.042)
Harris et Tzavalis	-27.77 <sup>b</sup> (0.020)	-4.975 <sup>a</sup> (0.000)	-10.86 <sup>b</sup> (0.037)	-5.381 <sup>c</sup> (0.084)	-18.65 <sup>a</sup> (0.001)	-16.93 <sup>c</sup> (0.076)	-1.08 (0.219)	-4.308 <sup>b</sup> (0.039)
Im, Pesaran et Shin	-4.002 <sup>a</sup> (0.001)	-3.709 <sup>a</sup> (0.001)	-6.208 <sup>a</sup> (0.000)	-2.129 <sup>b</sup> (0.035)	-4.285 <sup>a</sup> (0.001)	-9.203 <sup>a</sup> (0.000)	-4.029 <sup>b</sup> (0.029)	-3.854 <sup>b</sup> (0.026)
Hadri	3.238 <sup>b</sup> (0.031)	46.51 <sup>a</sup> (0.000)	7.953 (0.412)	38.19 <sup>c</sup> (0.904)	40.59 <sup>a</sup> (0.000)	14.69 (0.193)	-9.812 <sup>b</sup> (0.035)	18.81 <sup>c</sup> (0.087)
<b>Intercept + trend</b>								
Levin, Lin et Chu	-6.471 <sup>a</sup> (0.000)	-2.549 <sup>a</sup> (0.001)	-9.864 <sup>a</sup> (0.000)	-9.332 <sup>c</sup> (0.082)	-4.185 <sup>a</sup> (0.003)	-8.343 <sup>a</sup> (0.000)	-6.009 <sup>a</sup> (0.002)	-7.401 <sup>a</sup> (0.001)
Harris et Tzavalis	-15.36 <sup>a</sup> (0.000)	-6.164 <sup>a</sup> (0.000)	-9.247 <sup>a</sup> (0.000)	-4.236 <sup>c</sup> (0.094)	-9.524 <sup>a</sup> (0.000)	-16.42 <sup>b</sup> (0.014)	-11.49 <sup>b</sup> (0.037)	-13.08 <sup>a</sup> (0.002)
Im, Pesaran et Shin	-4.078 <sup>a</sup> (0.000)	-6.392 <sup>a</sup> (0.000)	-7.613 <sup>a</sup> (0.002)	-5.552 <sup>b</sup> (0.027)	-6.311 <sup>a</sup> (0.000)	-10.26 <sup>a</sup> (0.000)	-9.137 <sup>a</sup> (0.000)	-6.068 <sup>a</sup> (0.001)
Hadri	15.83 <sup>a</sup> (0.000)	20.28 <sup>a</sup> (0.000)	13.05 <sup>a</sup> (0.002)	24.06 <sup>c</sup> (0.098)	15.38 <sup>a</sup> (0.000)	14.235 <sup>b</sup> (0.029)	21.04 <sup>a</sup> (0.003)	18.24 <sup>a</sup> (0.002)

**Source** : Auteur (2017), outputs du logiciel STATA

*Notes* : Les valeurs entre parenthèses représentent les *p-values* ; **a**, **b** et **c** représentent respectivement la significativité à 1%, 5% et à 10%. L'ordre maximal de retard est fixé à trois (03). Le choix de cet ordre de retard est fait la méthode AIC. La méthode d'estimation spectrale utilisée est celle de Barlett.

Dans cette procédure, nous trouvons que la valeur seuil d'APD qui minimise la somme des carrés des résidus issus des estimations des moindres carrés séquentiels est de 12.74 % du PIB dans l'UEMOA. L'intervalle de confiance, calculé sur la base de la distribution simulée par méthodologie de Hansen (1999)<sup>10</sup> indique qu'à un risque de première espèce de 5%, cette valeur seuil d'APD se logerait entre 10.43 % et 15.81 %. Ces résultats sont assez riches et intéressants surtout lorsqu'on les compare à ceux des autres études. En conséquence, ils sont relativement plus proches de celles de Boone (1996), de Clemens et *al.*, (2004) et d'Alia et Anago (2014) déjà évoqués dans la littérature. Par contre ils restent moins proche de celles qu'on l'on retrouve dans les travaux de Kalyvitis et *al.* (2012) et de Fiodendji et Evlo (2013).

**Tableau 5** : Résultats de l'inférence sur le modèle à effet de seuil en données de panel

Zone	Zone UEMOA
Période	1980-2015
Seuils ( $\gamma$ )	12.741
IC	[10.438 - 15.809]
LR- Hansen Test	31.075
VC 10%	25.063
VC 5%	27.381
VC 1%	32.754
Fisher Test (p-value)	3.285 (0.239)
Bootstrap replications	1000
Bootstrap p -value	(0.000)

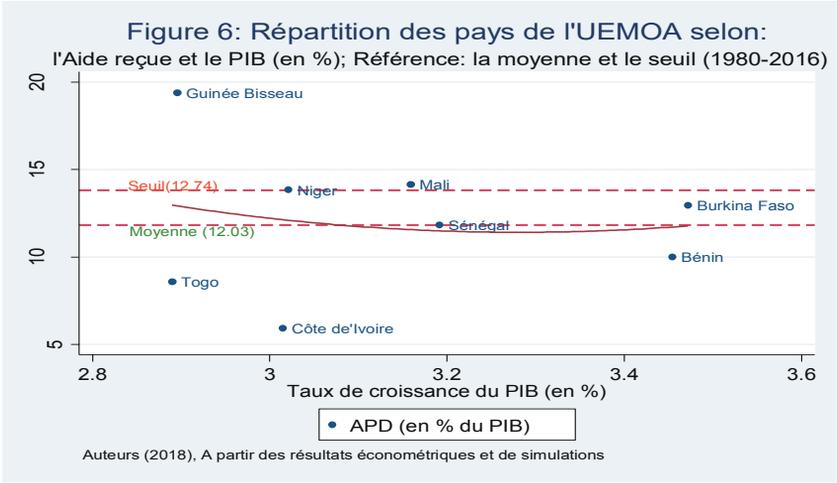
**Source** : Auteur (2017), outputs du logiciel GAUSS

Deux arguments peuvent être avancés pour justifier notre résultat. Le premier est relatif au contexte des études et renvoie au fait que ces travaux ne sont pas réalisés sur la même période. Le deuxième a trait à la méthodologie de détermination des

<sup>10</sup> - Dans cette étude, nous avons utilisé GAUSS. C'est en effet est un logiciel qui permet d'écrire un langage de programmation pour les statistiques et l'économétrie. Il est développé et vendu par Aptech *Systems*, USA.

seuils endogènes. C'est l'argument selon lequel la valeur du seuil d'aide pourrait varier non seulement selon le nombre de répliquions du *bootstrap* appliqué, mais aussi et surtout selon que les simulations soient conditionnées à d'autres variables ou non.

A partir de la figure 6, nous analysons le positionnement des pays de l'Union par rapport au seuil déterminé. Au premier constat, la valeur moyenne de l'aide reçue par les pays de l'Union reste inférieure au seuil estimé. Ce qui signifie qu'en moyenne, les Etats bénéficient moins d'assistance qu'ils devaient en bénéficier pour soutenir leur processus croissance économique. Ensuite, on constate clairement que la Guinée Bissau, le Mali et Niger se situent au-dessus du seuil alors que les autres pays de l'Union sont au-dessous.



C'est un résultat qui est conforme aux faits stylés. Enfin, si l'on entre dans les détails, on remarque que la Guinée Bissau est le pays qui a le plus bénéficié de cette forme d'assistance alors la Côte d'Ivoire en est moins dépendante. Le Togo aussi en a moins bénéficié pour raison de son histoire relative à la rupture de la

coopération pendant plus d'une décennie. Le Burkina Faso se situe entre la moyenne et le seuil alors le Sénégal et le Bénin se rapproche de la valeur moyenne.

La prochaine étape évalue l'effet de l'aide sur la croissance économique (équation de seuil) suivant la procédure sus décrite dans la méthodologie.

### **3.7. La prise compte de l'endogénéité de l'aide internationale**

L'enjeu central des travaux de recherche sur le sujet de l'efficacité de l'aide concerne la prise en compte de la problématique de l'endogénéité de l'aide. En effet, il apparaît évident que l'aide ne peut pas être considérée comme exogène. Deux catégories d'instruments sont utilisées à cette fin. La première catégorie concerne les variables retardées de l'aide et de la variable dépendante (ici, le taux de croissance du PIB). Cependant, ceux-ci se sont révélés faibles du point de vue de leur efficacité dans la présente étude (Stock et Yogo, 2005). La seconde catégorie d'instruments a non seulement rapport avec la prise en compte de la qualité des institutions des pays bénéficiaires, mais également avec ceux proposés par Tavarez (2003) revisitée par Brun et *al.* (2008), Chauvet et *al.* (2008) et Ebeke et Drabo (2011) : les aides et les dons globaux pondérés respectivement par l'inverse de la distance entre le pays donateur et le pays receveur de l'aide. L'idée qui sous-tend cette procédure est que le niveau d'aide reçu par un pays donné de la part de l'un des principaux donateurs est fortement dépendant de la proximité géographique et culturelle, les alliances politiques et du commerce bilatéral entre le pays donateur et le pays bénéficiaire (Ebeke et Drabo, 2011, Mallaye et Yogo, 2013). Le choix de ces instruments s'est basé sur le test de Sargan (1958).

### **3.8. Résultats des effets seuil de l'aide sur la croissance économique**

Dans ce paragraphe, nous analysons enfin les résultats des effets de seuil de l'aide sur la croissance à travers un modèle qui spécifie un vecteur de deux coefficients

$\beta_1$  et  $\beta_2$  indiquant les effets de l'aide dans les régimes avant et après le seuil et dont les résultats sont reportés dans le tableau 6.

Toutefois, avant d'interpréter ces résultats, nous prêtons d'abord une attention particulière à la qualité des estimations. En effet, dans le cas de la méthode des 2SLS, nous avons observé la valeur de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (RMSE). Cette statistique est faible (0.84). Ce qui traduit une meilleure qualité explicative du modèle. Pour le test de robustesse, l'estimateur *GMM* en système a été préféré par rapport à celui du *GMM* en différence première en raison du fait que ce premier a prouvé sa robustesse suite aux simulations de *Monte Carlo* effectuées par Blundel et Bond (1998). Dans chacun des deux méthodes d'estimation, c'est le choix des instruments qui a déterminé la qualité des estimateurs. En effet, dans le cas présent, la probabilité associée au test de Sargan a validé le choix des instruments au seuil de 5% au regard des conditions sur les moments théoriques et empiriques. De plus, la probabilité adjointe au test de Wald qui y est reportée permet de confirmer globalement la qualité de l'estimation. Ainsi, il est alors loisible d'interpréter les résultats.

Ils révèlent que le paramètre d'ajustement associé au retard de la variable dépendante est positif et significatif au seuil de 1%. En effet, celui-ci dépend bien positivement de son niveau passé. Les coefficients d'aide ont des signes et des degrés de significativité différents à travers les deux régimes. Par exemple, lorsque d'aide est à un niveau supérieur au seuil, son effet sur la croissance des pays de la Zone est positif et significatif (0.69 au seuil de 1 %), peut-être à travers un *effet de spillovers*. Par contre, pour des valeurs d'aide inférieur au seuil, l'effet marginal de l'aide sur la croissance est certes positif, mais non significatif, toutes choses égales par ailleurs.

Par ailleurs, quand on analyse les variables de contrôle, on remarque qu'elles ont toutes un effet positif, exception faite à l'inflation. Ainsi, quel que soit le niveau

d'aide allouée aux économies de l'UEMOA, l'ouverture commerciale (significatif), l'investissement (significatif), le capital humain (significatif), la qualité des institutions (non significatif) et le déficit budgétaire (non significatif) agissent positivement sur la croissance.

**Tableau 6** : Résultat de l'effet seuil direct de l'aide sur la croissance économique

Zone Variables	Zone UEMOA	
	2SLS	SGMM
C	18.09 (0.221)	15.42 (0.518)
TCPIB (-1)	- -	0.513*** (0.000)
APD ( $\beta_1$ )	0.519 (0.182)	0.402 (0.599)
APD ( $\beta_2$ )	0.693*** (0.001)	0.768*** (0.000)
INST	0.0591 (0.394)	0.231* (0.087)
INV	0.659*** (0.000)	0.638*** (0.000)
OUV	0.073*** (0.001)	0.694* (0.071)
INFL	-0.018 (0.617)	-0.076 (0.902)
DEFP	0.068* (0.082)	0.089* (0.064)
KH	0.804** (0.025)	0.493*** (0.002)
RMSE	0.846	-
Prob ( $\chi^2$ )	0.000	-
$R^2$	0.607	-
Prob Wald test	-	0.000
Prob Sargan 2	-	0.019
Prob AR( 2)	-	0.419
Observations	288 (216)	288 (56)
<b>Nbre de pays</b>	<b>8</b>	<b>8</b>

**Source :** Auteur (2017), à partir des estimations dans STATA

*Note :* Les valeurs entre parenthèses sont des valeurs de probabilité (p-value) ;  
\*\*\*, \*\* et \* représentant respectivement la significativité à 1%, à 5%, et à 10%.

#### 4. Conclusion et implications de politiques économiques

Depuis plusieurs décennies, les Etats membres de l'UEMOA font partie des pays considérés comme les plus grands bénéficiaires de l'aide internationale. Cependant, les études empiriques relatives à la relation aide-croissance aboutissent souvent à des résultats controversés. De plus, les débats sur la thématique de l'efficacité de l'aide ne tarissent pas. Cet article se positionne non seulement dans ce débat, mais également, fait un retour à cette relation aussi controversée entre l'aide internationale et la croissance. En effet, il a été d'aborder la question d'une façon différente : établir dans le cas des pays de l'UEMOA, un lien non linéaire entre les flux d'aides reçues, les dynamiques des facteurs structurels et les dynamiques de croissance économique de 1980 à 2015. Pour atteindre cet objectif, l'étude a appliqué un *Panel Threshold Regression* (PTR) à la Hansen (1999) et prend en compte la question de l'endogénéité de l'aide internationale par l'utilisation des *2SLS* et des *GMM*. En conséquence, plusieurs résultats forts se dégagent de cette étude :

- les ratios de vraisemblance de *LR Hansen Test* et ses *p-values* simulés par du *bootstrap* traduisent l'existence d'une relation non-linéaire entre l'aide et la croissance économique des pays de l'UEMOA ;
- l'aide publique au développement n'affecte positivement et significativement la croissance économique que lorsqu'elle atteint un seuil endogène de 12.74 % du PIB moyen des pays de l'Union ;
- dans le second régime, une augmentation de 1% de l'aide publique au développement se traduit par un accroissement de 0.69% de la croissance, *toutes choses égales par ailleurs*. Par contre, dans le premier régime, l'effet de l'aide est non significatif.

Au regard de nos résultats empiriques, il est recommandé d'accroître le volume de l'aide en destination de ces pays qui aspirent atteindre les objectifs du

développement durable (ODD). De plus, dans ces pays, la transparence dans la gestion de l'aide devra être améliorée.

Ces deux premières recommandations interpellent à la fois les organismes ou pays donateurs et les pays bénéficiaire dans leurs Systèmes Nationaux de Gestion de l'Information sur l'Aide (SGIA) qui, devront instaurer une évaluation annuelle des performances des dispositifs d'aide et mobiliser surtout l'opinion publique sur le thème de l'efficacité de l'aide.

En définitive, nos pays doivent reconnaître que l'atteinte de leurs objectifs de croissance et développement socioéconomique devra être effectif plutôt par la mise en œuvre des politiques la mobilisation plus efficace des ressources domestiques qui peut être conditionnée par la mise place d'un système fiscal incitatif, que par la dépendance de l'aide étrangère quelle que soit sa nature, son contenu et sa destination. La Commission de l'UEMOA, pour sa part, devra désormais multiplier les plans d'urgence, les projets et programmes visant le développement socio-économique des pays de l'Union. Elle devra également procéder à un suivi rapproché dans l'application des textes communautaires au sein de ses Etats membres.

D'ailleurs, l'aide internationale est une ressource extérieure qui combine volatilité et incertitude. C'est pourquoi on ne cesse de se questionner sur son avenir. Ainsi, les études ultérieures gagneraient à analyser les impacts qu'aurait un choc (suppression) de l'aide internationale sur les économies bénéficiaires comme celles de l'UEMOA et les mécanismes d'ajustement qu'ils pourront formuler pour supporter un choc externe d'une telle nature.

## Références bibliographiques

- Aboubacar, B., Xu, D. et Ousseini, A.M. (2015), “Foreign Aid’s Effect on Economic Growth, New Results from WAEMU’s Countries”, *Theoretical Economics Letters*, 5, 425-430.
- Acemoglu J. et B. Weder (2002), “Do Corrupt Governments Receive Less Foreign Aid?” *American Economic Review* 92 (4).
- Addison T., Morrissey, O. et Tarp, F. (2017), “The Macroeconomics of Aid : Overview”, *The Journal of Development Studies*, DOI : 10.1080/00220388.2017.1303669.
- Agénor, P-R. (2016), “*Des promesses et encore des promesses : la volatilité de l’aide et la croissance économique*”, FERDI, Notes brève N. 148.
- Alia, D. et Anago, K. (2014), “Foreign aid effectiveness in African economies: Evidence from a panel threshold framework” *World Institute of Development Economics Research (WIDER) Working Paper*, AERC - 2014/015.
- Amewoa, A., K. (2008) “*L’aide au développement aide-t-elle le développement ? le cas de l’Afrique sub-saharienne*” Thèse de doctorat Sciences Economiques, Université de Limoges.
- Amprou J., Chauvet L. (2007), “*Débats sur l’efficacité de l’aide : fondements et nouveaux enjeux*”, Paris : Agence française de développement (AFD), p.147.
- Arellano M. et Bover O. (1995) “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics* 68 (1995).
- Arndt, C., Jones, S., et Tarp, F. (2010), “Aid and Growth: Have We Come Full Circle?”, *Journal of Globalization and Development*, 1(2): 1–26.
- Arndt, C., McKay, A. et Tarp, F. (2016), “*Growth and Poverty in Sub-Saharan Africa*”, Oxford: Oxford University Press.
- Azam, J.P. et Laffont, J.J., (2003), “Contracting for aid”, *Journal of Development Economics* 70, pp. 25-58.
- Bai, J. (1997), “Estimating multiple breaks one at a time”, *Econometric Theory* 13, 315 – 352.

Banque mondiale (1998), “Assessing Aid: What Works, What Doesn’t, and Why?” *Oxford University Press*, New York.

Banque Mondiale (2015), “Financer le programme de développement durable pour l’après 2015” *rapport annuel 2015*, Washington DC.

Banque Mondiale (2017), “*World Development Indicators*”, World Bank, Washington DC.

Barro Robert et Xavier Sala-i-Martin (1998), “Economic Growth”, *MIT Press*.

Bauer P. (1972), “Dissent on Development”, Cambridge Harvard University Press.

Bauer P. T. (1984), “Reality and Rhetoric : Studies in the Economics of Development”, Cambridge, Mass : *Harvard University Press*, 1984, P.52.

Bayale, N. (2018a), “Aid and Growth in West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries : a return back to a controversial relationship”, *Munich Personal RePEc Archive Paper No. 85357*; [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/85357/1/MPRA\\_paper\\_85357.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/85357/1/MPRA_paper_85357.pdf)

Bayale, N. (2014), “*Capital Humain et Croissance économique dans les pays de l’UEMOA : cas du Togo*”; Mémoire de DEA – PTCI, Bibliothèque de l’Université d’Abomey-Calavi.

Berg E. (2003). “Augmenter l’efficacité de l’aide : une critique de quelques points de vue actuels”, *Revue d’économie du développement*, 17 (4), p. 11-42.

Biao, B. (2017), “Analyse des effets de l’instabilité de l’aide publique au développement (APD) sur la croissance économique dans les pays africains”, *African Development Review*, Vol. 29, No. 3, 2017, 416–428.

Boone P. (1994), “The impact of Foreign Aid on Savings and Growth”, Center for Economic Performance Working Paper, n°677, *London School of Economics*.

Boone, P. (1996), “Politics and the Effectiveness of Foreign Aid”, *European Economic Review* 40(2), pp 289-329. *Review* 90, n°4, pp 847-68.

Boussichas M. et Guillaumont P., 2015, “Mesurer l’aide publique au développement : pourquoi et comment changer ?”, *Ferdi, Note brève B100*.

Boussichas M. et Guillaumont P., (2017) “Trois propos sur le financement de la recherche pour le développement”, FERDI Working Paper n.189

Burnside Craig et David Dollar (1997), “Aid, Policies, and Growth”, *Policy Research Working Paper* N° 1777, The World Bank, Washington DC.

Burnside C. et Dollar D. (1998), “Aid, the Incentive Regime, and Poverty Reduction”, *Policy Research Working Paper*, WPS1937, 06-98. Macroeconomics and Growth Group, The W.B.

Burnside, C et Dollar, D. (2000), “Aid, Policies, and Growth”, *American Economic Review* 90: 847-868.

Burnside C. et Dollar D. (2003), “A Reply to New Data, New Doubts : A Comment on Burnside and Dollar’s “Aid, Policies, and Growth”. *Forthcoming, American Economic Review*.

Burnside Craig et David Dollar (2005), “Aid, Policies, and Growth: Revisiting the Evidence”. *World Bank Policy Research Working Paper* 3251.

Caner, M. et Hansen, B. (2004), “Instrument variable Estimation of a Threshold Model”, *Econometric Theory*, 20, 813-843.

Chauvet L. et P. Guillaumont (2002), “*Aid and Growth Revisited: Policy, Economic Vulnerability and Political Instability*”, Paper present at the Annual Bank Conference on Development Economics on Towards Pro-poor Policies, Oslo, June.

Civelli, A., Horowitz, A. et Teixeira, A. (2017), “*Foreign Aid and Growth at the Subnational Level*”, Aiddata working paper, N.36

Clemens, Michael A., Steven, R., Rikhil R., Bhavnani et Bazzi, S. (2004), “Counting Chickens When They Hatch: Timing and the Effects of Aid on Growth”, *Economic Journal*, 122, 561: 590- 617.

Colletaz, G. et Hurlin, C. (2006), “*Threshold effects in the public capital productivity : an international panel smooth transition approach*”, Document de Recherche 1, Laboratoire d’Economie d’Orléans.

Collier P. et D. Dollar (1999), “Aid Allocation and Poverty Reduction”, *Policy Research Working Paper* N°2041, World Bank.

Collier, P. et Dollar, D. (2001), "Can the World Cut Poverty in Half? How Policy Reform and Effective Aid Can Meet International Development Goals," *World Development, Elsevier*, vol. 29(11), pages 1787-1802, November.

Collier P. et Dehn (2001), « Aid, Shocks and Growth », *World Bank Working Paper 2688* ; World Bank Development Research Group, Washington D.C.

Collier P. et Dollar D. (2002), "Aid Allocation and Poverty Reduction", *European Economic Review*, 46 (8), 1475-1500, World Bank.

Dalgaard, C-J. et Hansen H., (2017), "The Return to Foreign Aid" , *The Journal of Development Studies*, 53:7, 998-1018, DOI: 10.1080/00220388.2017.1303674.

Dalgaard, Carl-Johan, Henrik Hansen, et Finn Tarp (2004), "On the empirics of foreign aid and growth," *Economic Journal*, 114 (496) : 191-216.

Dollar D. et Easterly, W. (1999), "The Search for the Key : Aid, Investment and Policies in Africa," *Journal of African Economies*, Oxford University Press, vol. 8(4), pages 546-77, December.

Dreher, A. et Langlotz, L. (2015), "Aid and growth. New evidence using an excludable instrument", *Working paper, Heidelberg University, University of Goettingen, Germany*.

Dreher A. et Lohmann S., (2015), "Aid and growth at the regional level", *Working papers, University of Goettingen, Germany*.

Doucouliafos, H. et Paldam, M., (2013), "The Robust Result in Meta-analysis of Aid Effectiveness : A Response to Mekasha and Tarp", *The Journal of Development Studies*, 49 : 4, 584-587, DOI : 10.1080/00220388.2013.764595

Doucouliafos, H. et Paldam, M. (2008), "Aid effectiveness on growth: A meta study", *European journal of political economy – Elsevier*.

Easterly W. (2007), "Are aid agencies improving?", *Economic Policy*, 22 (52), p. 633–678.

Easterly W., R. Levine et D. Roodman (2004), "New data, new doubts : A Comment on Burnside and Dollar's "Aid, Policies, and Growth"", *American Economic Review*, June, 94(3), 774-780.

Easterly William (2005), “What did structural adjustment adjust ? The association of policies and growth with repeated IMF and World Bank loans”, *Journal of Development Economics* 76 (1): 1-22.

Fiodendji, K. et Evlo K. (2013), “Threshold effects in the foreign aid-economic growth relationship: the role of institutional quality and macroeconomic policy environment”, *Modern economy*, N°4, 681-695, USA.

Fiodendji, K., Kamgnia Dia B. et Tanimoune Ary N., (2014), “Inflation and Economic Performance in the CFA Franc Zone: Transmission Channels and Threshold Effects”, *Econometric Methods for Analyzing Economic Development (pp. 10-29)*, USA.

FMI (2017), “*Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) : Politiques communes des pays membres* ”, Rapport du FMI No. 17/99, International Monetary Fund Publication Services, PO Box 92780, Washington, D.C. 20090.

Fouquau, J. (2008), “*Modèles à changements de régimes et données de panel : de la non-linéarité à l'hétérogénéité*”, Thèse de doctorat Sciences Economiques, Université d'Orléans.

Friedman, M., (1958), “Foreign Economic Aid ”, *Yale Review*, 47 (4) : 501-516.

González, A., Teräsvirta, T. et van Dijk, D. (2005), “ *Panel Smooth Transition Regression model* ”, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604, Stockholm School of Economics.

Gourieroux, C. et Monfort, A., eds (1995), “ *Séries temporelles et modèles dynamiques*”, Economica 3ème édition.

Gouriéroux, C. et Monfort, A. (1993), “ *Simulation-based Inference : a survey with reference to panel data models*”, *Journal of Econometrics* 59, 5–33.

Guillaumont P. et L. Chauvet (2001), “Aid and Performance: A Reassessment”, *Journal of Development Studies* 37.

Guillaumont P. (1971), “Ambiguïtés dans le calcul des besoins d'aide internationale au développement”, *Annales Economiques* 2.

Hadri, K. (2000), “Testing for unit roots in heterogeneous panel data”, *Econometrics Journal* 3, 148–161.

Hansen B. E., (1999), “Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference”, *Journal of Econometrics* 93 (2), pp. 345–368.

Hansen, B. (2000), “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, 68, 575-604.

Hansen H. et F. Tarp (2000), “Aid Effectiveness Disputed”, *Journal of International Development* Vol. 12, pp. 375-398. (Egalement publié dans Tarp F. (ed). Foreign Aid and Development. Routledge).

Hansen H. et F. Tarp, (2001), “Aid and Growth Regressions”, *Journal of Development Economics* 64(2): 547-570.

Hansen, H., et F. Tarp (2001), “Aid Effectiveness Disputed”, *Journal of International Development*, 12(3): 375–98.

Hodrick, R. J. et Prescott, E. C. (1997), “Postwar U.S. Business Cycles : an Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 26, pp. 1-16.

Hodrick R.J. et Prescott, E.C. (1980), “*Post-War U.S Business Cycle : An Empirical Investigation*”, Miméo, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh.

Hsiao, C. (1974), “Statistical inference for a model with both random cross-sectional and time effects”, *International Economic Letters* 15, 12–30.

Hurlin, C. (2005), “Un test simple de l’hypothèse de non causalité dans un modèle de panel hétérogène”, *Revue Economique* 56(3), 799–809.

Hurlin C., (2011), “Comments on the code”, *Laboratoire d’Economie d’Orléans (LEO)* ; Université d’Orléans, France.

Hudson J., P. Mosley et A. Verschoor (2004.), “Aid, Poverty Reduction and the New conditionality”, *The Economic Journal* Vol 114.

Igue, C. B. (2015), “Aide publique au développement, dépenses sociales et croissance pro-pauvre au Bénin”, *Revue d’Economie Théorique et Appliquée*, Volume 5 – Numéro 2 – Déc. 2015 pp 97-114

Jacquet et Naudet (2006), “Revisiter l’aide publique au développement” *Economie internationale* 2006/4 (n° 108).

Jeffrey, Scott B. (2015), "Is All Foreign Aid the Same? An Empirical Comparison of the Effect of Multilateral and Bilateral Aid on Growth," *Undergraduate Economic Review: Vol. 12: Iss. 1, Article 3*.

Kilolo, J-M. M., (2017), "Foreign aid and trade reform : Evidence from ACP-EU data ", *The Journal of International Trade & Economic Development, ISSN : 0963-8199*.

Knack, S. (2004), "Does Foreign Aid Promote Democracy?", *International Studies Quarterly* 48: 251-266.

Khemiri I. (2014), "Aide au développement et Croissance Economique", *Economics and Strategic Management of Business Process (ESMB), Vol. 2, pp. 97-202*.

Lensink, Robert et Howard White (2001), "Are There Negative Returns to Aid ?" *Journal of Development Studies*, 37 (6) : 42–65.

Levy, V. (1988), "Aid and Growth in Sub-Saharan Africa: The Recent Experience", *European Economic Review* 32 (9):1777-95.

Lewis, A. (1954), "Economic development with unlimited supplies of labour", *The Manchester school of economic and social studies*, vol. 22.

Malam Maman, N. (2009), "Impact de l'aide publique au développement sur la croissance économique du Niger", *Revue Africaine de l'Intégration*, Vol. 3. No. 2, pp. 223–68.

Mbah, S. et Amassoma D., (2014), "The Linkage between Foreign Aid and Economic Growth in Nigeria", *International Journal of Economic Practices and Theories*, Vol. 4, No. 6.

Mekasha, T.J., Tarp, F., (2013), "Aid and Growth: What Meta-Analysis Reveals", *The Journal of Development Studies*, 1-20 ; 49:4, 564-583, DOI: 10.1080/00220388.2012.709621.

Moyo, D. (2009), "Dead Aid: Why Aid Is Not Working and How There Is a Better Way for Africa" *New York Times* n°6; *Washington Post* n°4 et *Wall Street Journal* n° 2.

Mosley, P. Hudson, J. et Horrel, S., (1987), "Aid, the Public Sector and the Market in Less Developed Economies", *Economic Journal* 97(3): 616-641.

Nations Unies, (2017), “*Financement du développement : questions ayant trait à la mobilisation des ressources publiques intérieures et à la coopération internationale pour le développement*”, Note du secrétariat de la CNUCED, novembre 2017.

Ndikumana, L. et 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*.

Ndikumanadu, L. (2014), “Fuite des capitaux et paradis fiscaux : impact sur l’investissement et la croissance en Afrique” *Revue d’économie du développement*, N° 2 ; ISSN : 1245-4060.

OCDE (1972). *Recommandation sur les conditions financières et modalités de l’aide*. Paris : OCDE, Consultable à l’adresse : <http://acts.oecd.org/Instruments/ListBySubjectView.aspx>. (Consultée en Octobre 2017).

OCDE (2005), “*Déclaration de Paris sur l’efficacité de l’aide au développement*”, OCDE, Paris.

OCDE (2008), “*Programme d’Action d’Accra*”, OCDE, Paris.

OCDE (2017), “Coopération pour le Développement : Données et développement”, Rapport 2017 ; 9789264277175 (PDF) ; <http://dx.doi.org/10.1787/dcr-2017-fr> .

Papanek, G.F. (1973), “Aid, Foreign Private Investment, Savings, and Growth in Less Developed Countries”, *Journal of Political Economy* 81(1):120-130.

Rajan, R. et Subramanian, A., (2010), “Aid, Dutch Disease, and Manufacturing Growth”, *Journal of Development Economics*, 94(1): 106–18.

Sachs Jeffrey (2005), “*Investing in Development: A Practical Plan to Achieve the Millennium Development Goals*”. New York, UN Millennium Project.

Sala-i-Martin Xavier (1996), “The Classical Approach to Convergence Analysis”, *The Sargan, J. D. (1958), “The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables”, *Econometrica*, vol. 26, 1958, p. 393-415 (JSTOR 1907619).*

Sothan, S., (2017), “Foreign aid and economic growth : evidence from Cambodia ”, *The Journal of International Trade & Economic Development*, ISSN : 0963-8199.

Sraieb, M., (2016), “What is Behind Foreign Aid Ineffectiveness ? ”, *Reflets et perspectives de la vie économique*, tome lv, (2), 61-73. Doi :10.3917/rpve.552.0061.

Solow R. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1, p 65-94.

Stiglitz, J., (2002), “Overseas Aid is Money Well Spent” *Financial Times*, April 14.

Svensson J. (1999). “Aid, growth, and democracy” *Economics and Politics* 11, 275-297.

Temple, J. (2010), “Aid and conditionality ”, in : *D. Rodrik and M. Rosenzweig (eds) Handbook of Development Economics*, Volume 5 (Amsterdam : Elsevier), pp. 4416–4522.

Tavares, J. (2003), “Does foreign aid corrupt?”, *Economics Letters*, 79(1), 99–106.

UEMOA (2018), “Rapport semestriel d'exécution de la surveillance multilatérale”, juin 2018.

## TABLE DES MATIÈRES

1. Introduction .....	3
2. Revue de littérature : de la théorie aux travaux empiriques .....	14
3. Analyse économétrique .....	33
4. Conclusion et implications de politiques économiques .....	51
Références bibliographiques .....	53





**More  
Books!** 



**yes** Oui, je veux morebooks!  
**I want morebooks!**

Buy your books fast and straightforward online - at one of the world's fastest growing online book stores! Environmentally sound due to Print-on-Demand technologies.

Buy your books online at  
**[www.get-morebooks.com](http://www.get-morebooks.com)**

Achetez vos livres en ligne, vite et bien, sur l'une des librairies en ligne les plus performantes au monde!

En protégeant nos ressources et notre environnement grâce à l'impression à la demande.

La librairie en ligne pour acheter plus vite  
**[www.morebooks.fr](http://www.morebooks.fr)**

SIA OmniScriptum Publishing  
Brivibas gatve 197  
LV-103 9 Riga, Latvia  
Telefax: +371 68620455

[info@omniscrptum.com](mailto:info@omniscrptum.com)  
[www.omniscrptum.com](http://www.omniscrptum.com)

OMNIscriptum 





