

Aide Publique au Développement, Dépenses Sociales et Croissance Pro-pauvre au Bénin

Charlemagne Babatoundé IGUE*

FASEG / Université d'Abomey-Calavi (BENIN).
01 BP 6365, Cotonou. E-mail : charlyigue@yahoo.fr

Résumé : L'Aide Publique au Développement constitue un des moyens efficaces par lequel le Bénin entreprend sa marche vers le développement. Cette étude examine son aptitude à favoriser la contribution de la croissance à l'amélioration du bien-être. Nous avons postulé qu'une partie de cet effet est directe et l'autre indirecte via les dépenses sociales. Nous avons utilisé l'IDH comme mesure de bien-être. Nos données couvrent la période 1976-2006. Nos résultats soutiennent que l'aide est associée positivement aux dépenses sociales. A travers celles-ci, l'aide induit une croissance pro-pauvre. A contrario, l'effet direct est négatif et significatif. Des efforts additionnels s'avèrent donc indispensables tant au niveau des Bailleurs de Fonds qu'au niveau des autorités gouvernementales pour accélérer la réduction de la pauvreté.

Classification JEL: F35, H51, H52, I32

Mots clés : Aide Publique au Développement, Dépenses Sociales, Croissance pro-pauvre, Bénin.

Public Aid of Development, Social Expenses and Pro-poor Growth in Benin

Abstract: The aid constitutes one of the efficient means by which Benin undertakes his march toward the development. This paper examines its faculty to encourage the contribution of the growth to the improvement of the well-being. We suppose that a part of this effect is direct and other is indirect through social expenses. We used the HDI (Human Development Index) as measure of well-being. We use temporal data covering 1976-2006 periods. Ours results sustain that Aid is associated to social expenses positively. To shortcoming these expenses, Aid encourages a pro-poor growth. However, the direct effect is negative and meaningful. Efforts must be pursued to accelerate the reduction of the poverty in Benin.

Key words: Public Aid of Development, social expenses, pro-poor growth, Benin.

* **Charlemagne Babatoundé IGUE** est Enseignant-chercheur à l'Université d'Abomey-Calavi (BENIN). Il est diplômé de l'Université d'Abomey-Calavi (Maîtrise ès Sciences Economiques), de l'Université de Cocody, Abidjan (DEA d'Economie, dans le cadre du PTCI : 5^e Promotion) et de l'Université de Ouagadougou (Doctorat Unique, dans le cadre de l'ATD/PTCI). Il est chercheur au Centre d'Études, de Formation et de Recherches en Développement (CEFRED) de la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG) et enseigne la macroéconomie dans ladite Faculté. Ses principaux domaines de recherche sont la finance et la politique monétaire.

Introduction

Au lendemain de son indépendance, le Bénin ó tout comme la plupart des pays africains ó s'est engagé dans de vastes programmes économiques afin d'accélérer le développement économique et assurer pleinement son indépendance. La faiblesse de sa capacité financière le conduisit dès lors à recourir aux capitaux étrangers. Ces flux d'aide ó en particulier l'Aide Publique au Développement (APD)¹ ó n'ont cependant pas permis le décollage économique, ni de sérieuses mutations dans les structures économiques du pays.

Après la crise économique et financière qu'il a connue avec des déséquilibres insoutenables en 1989, le Bénin a adopté un régime libéral et démocratique à travers notamment trois Programmes d'Ajustements Structurels (PAS) considérés comme un succès dans la sous région. En effet, durant la décennie 90, l'économie a progressé en moyenne à un taux de 4,5 % contre 3 % dans la sous région (Houeninvo et al, 2004a). Parallèlement, plusieurs indicateurs sociaux ont affiché des progrès notables avec des améliorations importantes dans les secteurs de l'éducation, de la santé et de l'accès à l'eau potable. Par exemple, le taux brut de scolarisation primaire, estimé à 49,62 % en 1990, est évalué à 80 % en 1999 tandis que l'indice d'espérance de vie à la naissance passait de 0,276 à 0,401 au cours de la même période (PNUD, 2001).

Toutefois, malgré le rétablissement des grands équilibres macroéconomiques et en dépit des améliorations constatées sur le plan social, la pauvreté résiste et même progresse. Entre 1995 et 1999, la proportion des pauvres est passée de 28,9 % à 29,6 % (Sinzogan, 2002).

Face à cette persistance de la pauvreté, l'engagement du gouvernement béninois va prendre une dimension plus sociale à la fin de la décennie 90. En effet, depuis 1999, le Bénin s'est

¹ L'Aide Publique au Développement (APD) se définit comme un transfert de ressources extérieures en direction d'un pays sous-développé, se manifestant par des accords de crédits ou de dons émanant des sources officielles bilatérales ou multilatérales. Ces crédits visent à promouvoir le développement économique et le bien-être général, ce qui a pour conséquence l'exclusion de l'APD des dons et prêts pour les buts militaires.

engagé dans la mise en œuvre d'une Stratégie de Réduction de la Pauvreté (SRP) pour un développement humain durable dont l'objectif principal est l'élimination de l'extrême pauvreté et de la pauvreté au moins de moitié à l'horizon 2015, conformément aux Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD).

Cet engagement du Bénin contre la pauvreté a reçu un écho favorable au niveau de la communauté internationale. Ainsi, les concours extérieurs, en particulier ceux allant au secteur social, se sont accrus ces dernières années. En effet, le taux de l'aide au secteur social représentait 36 % et 44,1 % de l'aide totale (dont 24,6 % et 29,5 % aux priorités de développement humain) respectivement en 2001 et 2004. En outre, l'assistance accordée au Bénin représentait 54,1 % du Programme d'Investissement Public (PIP), 41,6 % des dépenses publiques et 8,3 % du PIB en 2004 (DCRE, 2005). De plus, au titre de l'Initiative des Pays Pauvres Très Endettés (IPTE) et à la suite de l'élaboration de son Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté (DSRP), le Bénin a bénéficié de 460 millions de dollars US d'allègement de sa dette en 2003.

Toutefois, en dépit de cette mobilisation de la communauté internationale pour accompagner le Bénin dans la lutte contre la pauvreté, le pays reste l'un des pays les plus pauvres du monde et sa situation, globalement, ne s'améliore guère. Dans son rapport sur le développement humain de 2005, le PNUD place le Bénin au 162^{ème} rang sur 177 pays couverts. En 2001, le Bénin était 147^{ème} sur 162 pays. Mieux, la réalisation des OMD semble compromise. Cette situation critique a conduit le Bénin à changer de stratégie en passant du Document de Stratégie de Réduction de la Pauvreté (DSRP) à la Stratégie de Croissance pour la Réduction de la Pauvreté (SCR), puisque l'évaluation finale de l'exécution des décisions du DSRP fait ressortir que la croissance restait fragile pour réduire considérablement la pauvreté.

Cette situation peu reluisante nous pousse à nous intéresser au rôle que l'APD y a pu jouer et à nous interroger notamment sur son efficacité. En d'autres termes, l'APD a-t-elle joué un

rôle dans la lutte contre la pauvreté au Bénin ? A-t-elle induit une véritable politique de dépenses sociales¹ ? A-t-elle généré une croissance pro-pauvre² ?

Le but de ce article est d'examiner la contribution de l'APD à la réduction de la pauvreté au Bénin. En d'autres termes, il s'agit d'analyser l'impact de l'aide sur l'Indicateur de Développement Humain (IDH) à travers les canaux potentiels que sont la croissance et les dépenses sociales. De façon spécifique, il s'agit donc d'une part d'analyser l'effet de l'aide sur les dépenses sociales et d'autre part, d'étudier l'effet de l'aide sur la sensibilité de l'Indicateur de Développement Humain (IDH) par rapport à la croissance.

Notre article est organisé de la manière suivante. Dans une première section, une synthèse des études sur l'efficacité de l'aide dans la réduction de la pauvreté est présentée. La deuxième section contient l'approche méthodologique et les données. La troisième section présente les résultats empiriques. Enfin, la quatrième section apporte des éléments de conclusion.

1. Aide et réduction de la pauvreté : quelle relation ?

La réduction de la pauvreté constitue aujourd'hui l'objectif ultime de la communauté internationale. Toutefois, Malheureusement l'évaluation de l'efficacité du financement extérieur dans la réduction de la pauvreté ne connaît pas encore une véritable dynamique. La plupart des études se limitent généralement à la relation aide-croissance pour dériver l'impact de l'aide sur la pauvreté : si l'aide contribue à la croissance et que la croissance contribue à la réduction de la pauvreté, alors l'aide permet de lutter contre la pauvreté (Boone, 1996 ; Mosley et al, 2002 ; Verschoor et Kalwij, 2006).

¹ Les politiques sociales peuvent être définies comme un ensemble de politiques catégorielles (politique familiale, politique de la santé, politique des retraites, politique vis-à-vis des handicapés, etc.), ainsi que des politiques transversales (politique de ville, politique de lutte contre la pauvreté, etc.) et les politiques de financement et de redistribution associées à ces diverses politiques sociales. A cela s'ajoutent les politiques d'emploi et des programmes de lutte contre le chômage et les politiques d'éducation.

² La croissance pro-pauvre peut se définir de deux manières : le concept « absolu » de croissance pro-pauvres qualifie la croissance de « pro-pauvres » si les pauvres voient leurs revenus croître indépendamment de l'évolution des inégalités. Le concept « relatif » de croissance pro-pauvres considère la croissance comme pro-pauvres si les pauvres bénéficient relativement plus de la croissance que les non-pauvres, c'est-à-dire si la croissance est accompagnée d'une réduction des inégalités.

Dans ce tremplin, Collier et Dollar (2002) ont dérivé une fonction d'allocation efficiente de l'aide-pauvreté dans un premier temps en supposant que les pays donateurs n'ont aucune influence quelconque sur les politiques des pays bénéficiaires (l'aide est exogène) et que l'élasticité réduction de la pauvreté par rapport à la croissance est une constante universelle. Ils découvrent que l'allocation de l'aide associée à un effet maximal sur la pauvreté dépend du niveau de pauvreté et de la qualité des politiques. Une allocation plus efficiente pourrait doubler la productivité de l'aide actuelle. Les Bailleurs de Fonds dont le but est de maximiser l'effet réduction de la pauvreté, doivent donc conditionner leurs choix d'attribution par les deux critères suivant : la qualité des politiques économiques et le niveau de pauvreté qui prévalent dans les pays demandeurs. Dans une étude plus récente, ces mêmes auteurs montrent, en considérant l'aide endogène, c'est-à-dire sensible aux réformes, que la réalisation de l'objectif de réduction de la pauvreté de moitié à l'horizon (2015) nécessitera une allocation plus efficiente et un accroissement substantiel des volumes d'aide (Collier et Dollar, 2005).

Tous ces travaux reconnaissent implicitement ou explicitement que seule la croissance constitue le canal par lequel l'aide impacte la pauvreté et supposent généralement une élasticité croissance-réduction de la pauvreté constante. Il est certes tout à fait plausible de soutenir qu'une croissance dynamique accélère la réduction de la pauvreté, néanmoins il ne demeure pas moins vrai qu'elle n'en est pas la condition *sine qua non*. En effet, le niveau de développement, le degré initial d'inégalité des revenus ainsi que les politiques de redistribution des revenus jouent pleinement dans la causalité croissance-pauvreté (Bourguignon, 2001).

Ce point de vue est corroboré par les résultats d'un certain nombre d'études, qui soulignent un effet direct de l'aide sur des indicateurs de développement humain, ou encore un effet indirect qui passe par d'autres canaux que celui de la croissance. Ainsi par exemple, Burnside et

Dollar (1998) analysent l'effet de l'aide sur la baisse de la mortalité infantile, un indicateur de bien-être des populations très fortement corrélé aux niveaux de pauvreté et dont les données sont disponibles pour de nombreux pays. Leur étude économétrique suggère que dans un bon environnement de politiques économiques, l'aide permet de réduire la mortalité infantile¹. Par contre, la relation entre l'aide et la variation de la mortalité infantile est absente dans les pays en développement caractérisés entre autres par un niveau de corruption élevé.

Plus récemment, Gomanee et al (2003) ont exploré la relation entre l'aide, les dépenses publiques pro-pauvres et l'IDH. Ils parviennent à mettre en évidence une influence positive de l'aide sur l'indicateur de développement humain et sur la réduction de la mortalité infantile, effet qui passe par le financement des dépenses publiques favorables aux plus pauvres. Il faut toutefois rappeler que des résultats sensiblement différents avaient été mis en évidence par Mosley et al. (1987) et Boone (1996), dont les analyses économétriques suggèrent l'absence d'effet de l'aide sur la mortalité infantile. En outre, Kosack (2003) souligne que l'aide n'a d'effet sur l'indicateur de développement humain que dans les régimes démocratiques. De leur côté, Mosley et al (2004) examinent l'effet de l'aide sur la pauvreté dans une approche de nouvelle conditionnalité. Il découle de leurs travaux que c'est la combinaison de la croissance, des priorités des dépenses gouvernementales, de l'inégalité et de la corruption qui détermine le niveau de pauvreté. Par suite, ces éléments représentent les canaux potentiels par lesquels l'aide impactera davantage la pauvreté une fois que les donateurs auraient trouvé la technique qui les influence. C'est l'essence même de la « New conditionality » qui offre une flexibilité plus grande aux pays donateurs de punir les dérapages sur les engagements convenus et les clefs des décaissements de fonds au profit de variables politiques que les autorités peuvent influencer dans une direction pro-pauvre.

¹ Toutefois, l'analyse de Hudson et Mosley (2001) suggère au contraire que la contribution marginale de l'aide à la réduction de la mortalité infantile est plus importante dans un mauvais environnement de politiques économiques.

Par ailleurs, dans une étude en panel incluant le Bénin, Akpo et al (2006) utilisent l'indice de Pauvreté Humaine comme mesure de bien-être. Leurs résultats montrent que même si l'impact de l'aide est peu perceptible sur la croissance, l'aide peut contribuer à réduire directement l'IPH lorsque les pays ont la capacité de contrôler le niveau de corruption. Toutefois, ces auteurs soulignent que la pratique de la bonne gouvernance tout en améliorant la croissance peut aller de pair avec l'aggravation de la pauvreté.

Au total, certaines des études mentionnées ci-dessus se sont penchées sur le lien entre l'aide et la croissance pour déduire l'impact de l'aide sur la pauvreté tandis que d'autres ont préféré s'intéresser à la relation directe entre l'aide et la réduction de la pauvreté. Dans cette étude, nous mettons plutôt en exergue le lien entre l'aide et la sensibilité de la pauvreté par rapport à la croissance en insistant sur le financement des services sociaux au Bénin. Nous nous inscrivons ainsi dans la logique de l'étude en panel réalisée par Verschoor et Kalwij (2006). Ces derniers soutiennent que l'aide ne contribue pas simplement à la croissance mais aussi à une croissance pro-pauvre en augmentant la sensibilité de la croissance par rapport aux services sociaux. L'aide jointe à la part du budget des pays bénéficiaires allouée aux services sociaux, tendent toutes deux à augmenter la valeur absolue de l'élasticité pauvreté par rapport au revenu ; de plus l'aide tend à accroître cette part du budget.

2. Méthodologie et données

2.1. Cadre de base

Notre étude a pour cadre le modèle de base proposé par Mosley, Hudson et Verschoor (2004) qui se présente comme suit :

$$\frac{dP}{dA} = \frac{\partial P}{\partial A} + \frac{\partial P}{\partial Y} \left(\frac{\partial Y}{\partial A} + \frac{\partial Y}{\partial \Omega} \times \frac{\partial \Omega}{\partial A} \right) + \frac{\partial P}{\partial \Omega} \times \frac{\partial \Omega}{\partial A} \quad (E1)$$

Ce modèle analytique fait ressortir tous les canaux fondamentaux par lesquels l'aide (A) influence la pauvreté (P) à savoir : la croissance (Y) et les politiques de dépenses sociales (α).

2.2. Spécification de l'équation des dépenses sociales

Comme souligné, l'aide influence le niveau de pauvreté à travers les différentes composantes des dépenses publiques. En nous inspirant des travaux de Gomanee, Mosley et Verschoor (2003), nous considérons que les dépenses pro-pauvres (Dp) peuvent être fonction des flux d'aide (A) aussi bien que des autres sources de revenu du gouvernement (Gr) et du PIB réel par tête (Y). Cette relation peut être formalisée comme suit (où t désigne la période et μ le terme d'erreur) :

$$Dp_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 A_t + \alpha_3 Gr_t + \mu_t \quad (E2)$$

Une voie pour tester l'hypothèse selon laquelle l'aide influence la pauvreté via le canal des dépenses sociales consiste à estimer l'équation (E2) et à interpréter le coefficient de l'aide. Nous apportons toutefois quelques modifications à ce modèle en y ajoutant d'autres variables telles que le service de la dette ($Sevdet$) et deux variables indicatrices (Lib et $Deva$). La variable $Sevdet$ est introduite pour appréhender l'aspect négatif de la dépendance extérieure sur les politiques de dépenses sociales. En effet, une partie importante du soutien extérieur est constituée de prêts qui doivent être remboursés en principal et avec des intérêts. Ce remboursement représente une ponction sur les disponibilités financières de l'État, ce qui réduit la marge de manœuvre de ce dernier en matière de politiques de dépenses plus étendues.

Lib est une variable indicatrice introduite pour saisir l'effet du libéralisme économique observé depuis 1990 au Bénin. Elle prend la valeur 1 à partir de 1990 et 0 sinon. La libéralisation économique a été impulsée par les PAS. Ces derniers devraient favoriser un accroissement bien maîtrisé des dépenses de fonctionnement au profit d'un redéploiement

plus étendu des dépenses d'investissement dans les secteurs sociaux. On peut donc anticiper un effet positif de la libéralisation sur les dépenses sociales.

Deva est une variable indicatrice introduite dans le modèle pour saisir l'effet de la dévaluation du Franc CFA de 1994. Elle prend la valeur 1 en 1994 et 0 sinon.

Eu égard à ces modifications et en adoptant la spécification log-linéaire, l'équation (E2) peut être réécrite comme suit :

$$\ln Dp_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln A_t + \beta_3 \ln Gr_t + \beta_4 \ln Sevd_t + \beta_5 Lib + \beta_6 Deva + \varepsilon_t \quad (E3)$$

Dp désigne les dépenses sociales que nous mesurons par la somme des dépenses d'éducation et de santé uniquement. Cette démarche se justifie pour plusieurs raisons. D'abord, l'éducation et la santé constituent les secteurs prioritaires des programmes de la SCRIP pour le développement et la valorisation du capital humain ; ces deux secteurs reçoivent une attention particulière de la part des Bailleurs de Fonds. Ensuite, il existe de fortes complémentarités entre ces deux secteurs sociaux et les autres composantes de l'économie.

Y désigne le revenu, mesuré par le PIB réel. Son augmentation traduit un accroissement de la richesse nationale, et donc une amélioration de la capacité de financement de l'État. *Caeteris paribus*, une hausse du PIB réel est donc favorable à un accroissement des dépenses sociales.

A désigne le montant réel de l'aide. Elle devrait avoir un effet positif sur les dépenses sociales.

Gr désigne les recettes fiscales en valeur réelle. L'augmentation de celles-ci concourt à une meilleure situation financière de l'État et de ce fait offre des possibilités d'investissements plus larges dans les secteurs sociaux.

t et *t* désignent respectivement la période et le terme d'erreur.

2.3. Spécification de l'équation de croissance pro-pauvre

Pour étudier l'effet de l'aide sur la sensibilité de l'Indicateur de pauvreté par rapport à la croissance, nous nous inspirons du modèle généralement présenté dans la plupart des études sur la question :

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_c Y_t + \alpha_g Dp_t + \alpha_a A_t + \omega_t \quad (E4)$$

Où Y est l'indicateur du revenu PIB réel, A et Dp sont respectivement des mesures de l'aide et des dépenses sociales, P est un indicateur de bien-être et ω le terme d'erreur.

Nous apportons cependant quelques modifications à ce modèle. En nous plaçant dans une optique de croissance pro-pauvre, la question est de savoir comment l'aide impacte l'élasticité croissance-réduction de la pauvreté. Nous postulons que l'aide influe directement sur l'élasticité croissance-réduction de la pauvreté (α_c) et indirectement par l'entremise des dépenses sociales, qui sont en partie financées par l'extérieur. Nous posons donc :

$$\alpha_c = \gamma_0 + \gamma_a A_t + \gamma_d Dp_t \quad (E5)$$

Ainsi, en remplaçant α_c par son expression de l'équation (E5) dans l'équation (E4), on obtient le modèle de régression suivant :

$$P_t = \alpha_0 + \gamma_0 Y_t + \alpha_g Dp_t + \alpha_a A_t + \gamma_a (Y_t \times A_t) + \gamma_d (Y_t \times Dp_t) + \omega_t \quad (E6)$$

L'hypothèse selon laquelle la croissance se traduit par une amélioration du bien-être lorsque le gouvernement qui pratique de meilleurs niveaux de dépenses sociales reçoit de l'aide, est donnée par le signe positif et significatif de γ_d . Afin de mieux apercevoir la contribution de chaque secteur social, les dépenses sociales seront ici décomposées en dépenses d'éducation et en dépenses de santé. Ainsi, $\gamma_d = (\gamma_e, \gamma_s)$ où γ_e et γ_s sont respectivement les élasticités via

les dépenses d'éducation et de santé. Quant à l'hypothèse selon laquelle l'aide influe directement sur l'élasticité croissance-réduction de la pauvreté, elle ne se justifie que si le signe du paramètre γ_a est positif et significatif.

L'élasticité croissance-pauvreté lorsque le pays ne reçoit aucune aide et n'adopte aucune politique de dépenses sociales est représentée par γ_0 . Les paramètres α_g et α_a représentent les dérivées de l'indicateur de pauvreté (P) par rapport respectivement aux services sociaux (avec $\alpha_g = (\alpha_e, \alpha_s)$, où α_e et α_s sont respectivement les élasticités via les dépenses d'éducation et de santé) et à l'aide.

Il importe de noter que le fait de s'intéresser à l'élasticité revenu-pauvreté nous conduit à prendre la forme logarithmique (\ln) de Y et de P . Ainsi en prenant la forme logarithmique, l'équation (E6) peut être réécrite comme suit :

$$\ln P_t = \alpha_0 + \gamma_0 \ln Y_t + \alpha_e \ln Edu_t + \alpha_s \ln Sant_t + \alpha_a \ln A_t + \gamma_a \ln Y_t \cdot \ln A_t + \gamma_e \ln Y_t \cdot \ln Edu_t + \gamma_s \ln Y_t \cdot \ln Sant_t + \mu_1 Lib_t + \mu_2 Deva_t + \omega_t \quad (E7)$$

Toutefois, l'équation (E7) présente un risque élevé de multicolinéarité dont l'absence est l'une des hypothèses fondamentales de validation de la régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Parmi les techniques de correction de la multicolinéarité proposées par la théorie économétrique, celle consistant à éliminer les variables explicatives susceptibles d'être corrélées entre elles lors de la spécification du modèle, est reconnue comme étant la plus efficace pour éviter l'effet de masque. Ainsi, sans enfreindre à l'essence de notre analyse, nous procédons à l'élimination des variables explicatives $\ln(Y)$, $\ln(Edu)$, $\ln(Sant)$ et $\ln(A)$. Nous nous limiterons en conséquence à l'estimation du modèle final suivant :

$$\ln P_t = \alpha_0 + \gamma_a \ln Y_t \cdot \ln A_t + \gamma_e \ln Y_t \cdot \ln Edu_t + \gamma_s \ln \ln Y_t \cdot \ln Sant_t + \mu_1 Lib_t + \mu_2 Deva_t + \varepsilon_t \quad (E8)$$

Les politiques qui promeuvent un développement humain plus large et plus étendu accroissent l'élasticité revenu-pauvreté. Les politiques de dépenses dans les secteurs susceptibles d'améliorer un développement humain plus large permettraient aux bénéficiaires de tirer profit des opportunités économiques (Verschoor et Kalwij, 2006). Par conséquent, l'aide qui encourage ces types de politiques, en améliorant la sensibilité des indicateurs sociaux par rapport à la croissance, contribue à relever l'élasticité croissance-réduction de la pauvreté. On passe alors d'une simple croissance à une croissance véritablement pro-pauvre.

2.4. La mesure de l'indicateur de pauvreté

L'indicateur de pauvreté (P) retenu est l'Indice de Développement Humain (IDH) qui mesure le niveau de développement d'un pays à travers trois dimensions combinées : la richesse, l'éducation et la longévité. L' IDH découle de la définition du développement humain, proposée par le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD) : "le développement humain est un processus conduisant à l'élargissement de la gamme des possibilités qui s'offrent à chacun (í) quel que soit le stade de développement, les trois possibilités essentielles sont celles de vivre longtemps et en bonne santé, d'acquérir des connaissances et de pouvoir accéder aux ressources nécessaires pour vivre dans des conditions décentes".

Toutefois, l' IDH n'est calculé par le PNUD que depuis 1990 seulement ; les données sur cette variable ne sont donc disponibles qu'à partir de cette date. Pour la période antérieure à 1990, nous avons procédé au calcul de cet indicateur à partir de ses différentes composantes en nous inspirant de la méthodologie qu'utilise le PNUD.

Sur le plan méthodologique, l'IDH est un indicateur synthétique, calculé à partir des données sur les conditions de vie, appréhendées par le PIB par habitant en parité de pouvoir d'achat, le niveau d'instruction et l'accès au savoir, à partir d'une moyenne pondérée du taux d'alphabétisation des adultes (2/3) et du taux brut de scolarisation combiné (1/3) et la longévité et la santé, représentées par l'espérance de vie à la naissance.

A chacun de ces aspects est attachée une note comprise entre 0 et 1, qui est obtenue par le procédé dit de la « normalisation » appliqué à chacune des statistiques du pays concerné, selon la formule : (statistique effective - valeur minimale) / (valeur maximale - valeur minimale). La statistique effectivement mesurée dans le pays est systématiquement insérée dans une fourchette de performance théorique. Par exemple, en ce qui concerne l'espérance de vie, entre 25 ans au minimum et 85 ans au maximum.

L'IDH correspond finalement à la moyenne simple des trois notes. Il est donc toujours compris entre 0 et 1.

2.5. Les données

Les données utilisées sont des données secondaires en séries chronologiques et couvrent la période 1976-2006. Les principales sources sont la Banque Mondiale (Africa Development Indicators 2007), le PNUD, l'INSAE, l'UNESCO et la CAPE.

Toutes les variables sont prises à leurs valeurs réelles, obtenues en déflatant les valeurs nominales par le déflateur du PIB (1995 =100).

3. Estimation des modèles et présentation des résultats

L'influence de l'aide sur le bien-être au Bénin est analysée à travers les résultats des estimations des modèles (E3) et (E8) présentés dans la section précédente. L'estimation de ces deux modèles fournit les éléments pour l'analyse de l'impact de l'aide sur les dépenses

sociales et sur l'IDH. Mais, avant l'estimation des modèles, nous avons soumis l'ensemble des variables au test de stationnarité ADF.

3.1. Effet de l'aide sur les dépenses sociales

Les tests de stationnarité ADF montrent que les variables Dp (dépenses sociales), Y (PIB réel), A (Aide), Gr (recettes fiscales), IDH (indicateur de pauvreté), $Sevdet$ (service de la dette) et LIB (libéralisation économique) ó la variable $Deva$ étant évidemment stationnaire d'ordre zéro ó sont toutes intégrées d'ordre 1. Dès lors, ces variables peuvent être cointégrées. Justement, le test de cointégration de Johansen¹ révèle que ces sept variables sont cointégrées et que le vecteur de cointégration est unique (valeur d'Eigen = 0.767099, ratio de vraisemblance = 42.25714, valeur critique au seuil de 5 % = 40.07757). D'où la nécessité d'écrire en plus du modèle de long terme, un modèle de court terme, c'est-à-dire un modèle à correction d'erreur (ECM). Les résultats des estimations sont consignés dans le tableau 1.

De la lecture du tableau, il ressort que le résidu ($RESIDMLT$) du modèle de long terme est stationnaire, donc intégré d'ordre 0, et son coefficient dans le modèle de court terme est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1 %, ce qui valide la spécification du modèle à correction d'erreur. Les valeurs du R^2 ajusté indiquent une bonne spécification du modèle. La statistique de Fischer montre que le modèle est globalement significatif au seuil de 1 % ; le test d'autocorrélation de BREUSCH-GODFREY montre une absence d'autocorrélation d'ordre 2 des erreurs ; le test d'hétéroscédasticité de WHITE révèle que les erreurs sont homoscédastiques ; le test de normalité de JARQUE-BERA indique que la distribution est normale ; le test de RAMSEY signale que le modèle est bien spécifié et ne souffre pas d'omission de variables pertinentes et enfin, le test de stabilité confirme la stabilité du modèle. Les résultats des différents tests sont présentés à l'annexe 2.

¹ Voir Annexe 1

Tableau 1 : Résultats des estimations du modèle de dépenses sociales

Variables	Modèle de Long Terme (LMT)	Modèle à Correction d'Erreur (ECM)
	LOG(DP)	LOG(DP)
Constant	0.496907 (0.251502)	-0.009477 (-0.692128)
LOG(Y)	0.599079 (5.532103)***	
LOG(A)	0.100672 (2.311543)**	
LOG(GR)	0.171651 (3.248742)***	
LOG(SEVDET)	0.108523 (4.221841)***	
LIB	-0.119762 (-2.145278)**	
DLOG(Y)		1.050748 (3.600890)***
DLOG(A)		0.142027 (3.498029)***
DLOG(GR)		0.186009 (3.125962)***
DLOG(SEVDET)		0.074837 (4.043483)***
D(LIB)		-0.047932 (-0.914876)
RESIDMLT(-1)		-0.649108 (-4.320634)***
DEVA		-0.094210 (-1.819234)*
Périodes	1976-2006	1977-2006
R-squared	0.960708	0.736769
Adjusted R-squared	0.952849	0.653014
Test d'ADF sur RESID1 du modèle MLT	-3.843159 [0.0069]***	
F-statistic	[122.2514]***	[8.796678]***
Durbin-Watson stat	1.290805	1.712114
Breusch-Godfrey Test		F-statistic = 0.463706 [Pr = 0.635543] Obs*R-squared = 1.329470 [Pr = 0.514410]
White Heteroskedasticity Test		F-statistic = 0.692207 [Pr = 0.738351] Obs*R-squared = 9.847062 [Pr = 0.629376]
Jarque-Bera normality test		4.563893 [Pr = 0.102085]
Ramsey RESET Test		F-statistic = 0.001673 [Pr = 0.967759] Log likelihood ratio = 0.002390 [Pr = 0.961009]

Notes : Les chiffres entre parenthèses sont les valeurs absolues des Statistiques t.

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%.

Source : Résultats des estimations

Comme attendu, le coefficient de la variable PIB réel (Y) est positif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Cette relation positive traduit l'importance du niveau de la richesse nationale sur la taille des dépenses allouées à ces deux secteurs susceptibles de valoriser le capital humain. En effet, une augmentation du PIB réel de 1 % induirait une

hausse du niveau de ces dépenses sectorielles de 0,60 % à long terme. A court terme, cet effet est encore plus important car la hausse dans le niveau du revenu produit une réponse quasiment identique à cette hausse : à une unité de revenu supplémentaire est associée 1,05 de dépense additionnelle dans les secteurs considérés. Il urge donc de lever les obstacles qui empêchent la réalisation d'une croissance économique forte et dynamique.

Les recettes fiscales (*GR*) ont également un impact positif et significatif (au seuil de 1 %) à court et long terme sur les dépenses sociales. L'amélioration de la capacité financière de l'Etat par la mobilisation des ressources intérieures a donc logiquement contribué à un élargissement des dépenses sociales considérées : l'accroissement des recettes fiscales de 1 % engendrerait une hausse de 0,17 % des dépenses d'éducation et de santé à long terme et 0,186 % à court terme. Ce résultat peut s'expliquer par l'importance que le gouvernement béninois accorde à l'éducation et à la santé en matière de développement. Cette importance se matérialise par la volonté manifeste de l'Etat d'améliorer le niveau d'instruction des populations et surtout des filles, d'augmenter le revenu par tête et d'assurer la santé de toutes les couches sociales, volonté exprimée à travers différents programmes de lutte contre la pauvreté.

L'aide (*A*) est un déterminant significatif des dépenses d'éducation et de santé à long et à court terme. A long terme, une augmentation de l'aide de 1 % par les partenaires au développement induirait une hausse des dépenses sociales de 0,10 %. A court terme, la dépense supplémentaire qui résulte d'une unité additionnelle de l'aide est de 0,14. Ce résultat met en évidence la sensibilité des ressources publiques consacrées aux secteurs éducatif et sanitaire lorsque l'Etat bénéficie de l'assistance extérieure. Ainsi, plus le niveau de l'aide reçue augmente, plus important est celui des ressources publiques allouées à l'éducation et à la santé.

Contre toute attente, le service de la dette (*Sevdet*) impacte positivement et significativement les dépenses sociales à long et à court terme. *A priori*, le service de la dette devrait exercer une pression négative sur les disponibilités financières de l'État et en conséquence réduire sa capacité à augmenter les dépenses sociales. Mais ici, il n'en est rien. Mieux, cette variable contribue significativement à l'adoption de dépenses plus larges. Comment expliquer ce « *paradoxe social* » du service de la dette ?

Il semble que les efforts déployés par le Bénin pour assurer le service de sa dette lui ont donné une certaine crédibilité auprès des Bailleurs de Fonds traditionnels, ce qui lui permet non seulement de bénéficier de prêts non inscrits au compte de la dette concessionnelle, mais aussi d'autres formes d'aide notamment celles émanant des Organisations Non Gouvernementales (*ONG*). Par ailleurs, le Bénin a bénéficié du programme d'allègement de dettes dans le cadre de l'initiative des Pays Pauvres Très Endettés (*PPTE*). En expliquant l'évolution du service de la dette sur la décennie 90, KEKE (2001) a mentionné dans le même sens que la gestion de la dette publique peut être considérée comme satisfaisante et que les efforts fournis dans le cadre des réformes confèrent au Bénin une certaine crédibilité auprès des Bailleurs de Fonds de façon à bénéficier des prêts de longue durée susceptibles de permettre le développement d'une politique rigoureuse d'investissement.

La libéralisation économique (*Lib*) a un effet négatif et significatif (au seuil de 5 %) sur les dépenses sociales à long terme. A court terme, cet impact est non significatif pendant que la dévaluation (*Deva*) impacte négativement (au seuil de 10 %) les dépenses d'éducation et de santé.

Au total, l'analyse des coefficients des variables explicatives montre que les dépenses publiques sociales sont positivement élastiques par rapport au PIB réel, à l'aide, aux recettes fiscales, au service de la dette, et négativement par rapport à la libéralisation économique et à la dévaluation. Il convient de souligner aussi que chaque partenaire semble avoir joué le rôle

qui est le sien. Ceci est démontré par la supériorité de l'élasticité des ressources intérieures (recettes fiscales) par rapport à celle de l'assistance extérieure (aide). Il apparaît ainsi que la coopération entretenue n'a pas occasionné une sorte de substitut de rôles. L'assistance au développement vient en appui à l'État dont les ambitions s'apprécient déjà à travers les efforts qu'il déploie dans le secteur social.

3.2. Effet de l'aide sur l'indice du développement humain (IDH)

Les résultats du test de stationnarité ADF montrent que les variables $\ln(IDH)$, $\ln(Y) \times \ln(Edu)$ sont stationnaires, donc intégrées d'ordre 0. Par contre, les variables d'interaction $\ln(Y) \times \ln(A)$ et $\ln(Y) \times \ln(Sant)$ sont stationnaires en différences premières, c'est-à-dire intégrées d'ordre 1. Pour l'estimation, nous avons alors établi une relation entre ces variables en prenant les différences des variables ayant une racine unitaire, c'est-à-dire intégrées d'ordre 1. Les résultats sont résumés dans le tableau 2 (les variables *Lib* et *Deva* ne sont pas significatives et sont de ce fait exclues de l'estimation finale)¹.

L'analyse du tableau 2 révèle que la régression est de bonne qualité. Au seuil de 1 %, le modèle est globalement significatif. Il y a homoscédasticité et la distribution est normale. En outre, le test de stabilité signale que le modèle est stable dans le temps. Les résultats complets du modèle et des différents tests sont consignés à l'annexe 3.

¹ Voir annexe 3 pour les résultats complets.

Tableau 1 : Résultats du modèle de l'IDH

Variables	Variable expliquée : LOG(IDH)
C	-4.666296 (-14.16180)***
D(LOG(Y)*LOG(A))	-0.002261 (-1.850265)*
LOG(Y)*LOG(EDU)	0.006030 (11.34233)***
D(LOG(Y)*LOG(SANT))	0.002927 (1.006782)
Période	1977-2006
R-squared	0.864692
Adjusted R-squared	0.849080
F-statistic	[55.38482]***
Durbin-Watson stat	0.984225
White Heteroskedasticity Test:	F-statistic = 1.490594 [Pr = 0.225462] Obs*R-squared = 8.399403 [Pr = 0.210277]
Jarque-Bera normality test	1.717780 [Pr = 0.423632]

Notes : Les chiffres entre parenthèses sont les valeurs absolues des Statistiques de Student (t).

*** significatif à 1%.

Source : Résultats des estimations

Les résultats montrent que l'aide a un impact direct négatif et significatif (au sein de 10 %) sur l'élasticité croissance de l'IDH. On note ainsi que le signe de l'interaction directe (*aide*croissance*) ne correspond pas au signe attendu. Ce signe négatif démontre que l'assistance extérieure ne contribue pas qu'à améliorer la situation. Les raisons peuvent être de deux ordres : la nature de l'aide allouée et l'effet revenu.

Il est possible en effet de réaliser des gains de bien-être importants à moyen comme à long terme grâce à l'aide lorsque les flux d'aide servent à développer d'une part, des programmes auxquels sont intégrés les besoins des populations concernées et, d'autre part, une infrastructure publique, renforçant ainsi la productivité des facteurs privés, notamment des couches défavorisées (Gupta, Powell et Yang, 2006). Mais, la mauvaise utilisation de l'assistance technique qui ne parvient pas toujours à réaliser le transfert de connaissance sollicité, l'imposition de consultants internationaux expatriés dont la rémunération ne cadre

pas avec le coût de vie au Bénin (BIPEN, 2000) et le déplacement des cadres de la fonction publique aux fins de l'administration des programmes financés par l'aide sont autant de facteurs qui érodent l'efficacité de l'aide. A ces facteurs, s'ajoute faible adhésion des populations concernées aux politiques et programmes de développement des Bailleurs de Fonds ; ces dernières par les parties locales qui les considèrent comme leur étant imposés. En outre, les programmes d'aide sont fortement fragmentés par l'absence d'un système efficace de coordination des financements. Les aides sont aussi liées, c'est-à-dire que le pays bénéficiaire qu'est le Bénin est contraint d'effectuer les dépenses découlant de ces aides dans les pays donateurs.

L'effet revenu, quant à lui, s'explique par le fait qu'une augmentation de l'aide entraîne des pressions sur les salaires, ce qui a un effet négatif sur les pauvres qui ne bénéficient pas des augmentations salariales. L'augmentation de l'aide au budget de l'Etat conduirait ce dernier à accroître ses frais de fonctionnement et de personnel, en particulier les salaires dans les autres secteurs de l'administration, ce qui pousse à la hausse les salaires du secteur formel. La hausse de ces frais induit une hausse des prix et une appréciation du taux de change. Or la plupart des pauvres dépendent de l'informel et de l'agriculture (surtout du coton) et ne bénéficient donc pas directement d'une hausse de leur revenu (réel). En revanche, l'appréciation du taux de change renchérit leurs exportations agricoles. Il en résulte une baisse de leur compétitivité-prix qui, conjuguée aux déficiences structurelles du secteur cotonnier, réduit en conséquence leurs gains, par suite leur revenu et leur bien-être.

Les élasticité croissance-pauvreté par le biais des dépenses sociales sont positives mais ne sont significatives qu'à travers les dépenses au secteur de l'éducation. Nos résultats établissent donc qu'une augmentation de l'aide tend à se traduire par une élasticité croissance de l'IDH plus grande si elle induit une augmentation des dépenses publiques surtout dans le secteur de l'éducation. Une variation positive de l'aide au budget de l'Etat qui lui permet

d'augmenter de 1 % ses dépenses en éducation améliore l'impact de la croissance sur l'amélioration de l'IDH de 0,06 % via l'éducation. L'aide induit donc une croissance pro-pauvre via les dépenses publiques en éducation et en santé. Ce résultat s'explique par le fait que le renforcement du capital humain des pauvres leur permet de participer au processus de développement, et de bénéficier ainsi largement des fruits d'une croissance supplémentaire. L'augmentation de ces dépenses a favorisé l'accès des pauvres à l'éducation et à la formation et dans une moindre mesure à la santé. Cela a développé leurs compétences et augmenté en conséquence leur productivité. Ils ont donc pu bénéficier de la croissance économique, quoique très faiblement.

Ainsi, l'aide a stimulé indirectement l'élasticité croissance de l'amélioration du bien-être. Elle a accompagné une politique de dépenses plus larges surtout dans le secteur de la santé et a favorisé de ce fait une croissance pro-pauvre. De plus, ces effets sont supérieurs à l'effet négatif de l'interaction directe. Ces résultats vont dans le même sens que ceux de BIPEN (2003) qui montrent que toute politique de redistribution axée sur des transferts aux ménages visant à couvrir une partie des dépenses d'éducation et de santé apparaît comme une bonne stratégie de redistribution dans la lutte contre la pauvreté.

Toutefois, que dire de la faiblesse des élasticités ?

Au prime a bord, la faiblesse de l'élasticité croissance-pauvreté ne surprend guère. Elle corrobore les résultats d'autres travaux qui ont montré que la croissance a été insuffisante pour réduire substantiellement la pauvreté (Sinzogan, 2002 ; Houeninvo et al., 2004). Les élasticités sont faibles parce que les dépenses dans les secteurs concernés n'ont pas été bien ciblées sur les pauvres, comme en témoignent les résultats de Davoodi, Tiongson et Asawanuchit (2003) dans une étude sur l'Afrique subsaharienne. La faiblesse provient aussi du faible taux de consommation des crédits alloués à ces secteurs et de la corruption. La corruption a un effet négatif sur la croissance, les finances publiques, l'inégalité des revenus

et les services sociaux. Elle ralentit la croissance au profit des pauvres parce qu'elle réduit l'investissement privé, attire les talents vers des activités improductives et encourage la mauvaise gestion des ressources publiques. Elle détourne les dépenses d'éducation et de santé au profit de dépenses personnelles. Elle pénalise le capital humain et l'investissement, érodant ainsi l'impact des dépenses sociales sur la croissance.

En outre, les efforts sont restés très insuffisants pour satisfaire les besoins des populations. En 1991, 70 % des ménages ne recouraient pas aux hôpitaux publics et centres de santé communautaires pour des raisons financières (OMS/PNUD/MSP, 1991). Aussi, ces efforts ne contribuent pas à assurer la réalisation de l'objectif essentiel d'équité des services. Au niveau du secteur sanitaire, Sossou (2008) souligne que l'inégalité se manifeste dans l'accès aux infrastructures basiques. Seulement 61,1 % des ménages ont accès à l'eau potable. Cette proportion est de 75,2 % en milieu urbain contre 50,2 % en milieu rural. L'accès à l'assainissement présente aussi de profondes inégalités. En effet, 4,2 % des ménages en ont accès. Le taux est de 9,1 % en milieu urbain contre 0,6 % en milieu rural.

4. Conclusion

Nous avons analysé dans cet article l'efficacité de l'aide au sens de la réduction de la pauvreté. Nous y montrons notamment que l'aide a une influence positive non négligeable sur les dépenses sociales d'éducation et de santé à long et à court terme. A leur tour, ces dépenses sociales impactent positivement l'élasticité de l'indice de développement humain (*IDH*) par rapport à la croissance. Toutefois, l'impact direct de l'aide sur l'élasticité de l'*IDH* par rapport à la croissance est négatif.

Au regard de ces résultats, l'aide allouée aux politiques de dépenses sociales (éducation et santé) promeut par l'intermédiaire de celles-ci une croissance pro-pauvre. La comparaison de l'impact de l'aide directe et de celui de l'aide indirecte (via les dépenses sociales) atteste de

l'importance de l'orientation de l'aide vers les politiques de dépenses sociales pour permettre aux pauvres d'accroître leurs compétences et de bénéficier de plus d'opportunités de manière à tirer davantage profit des fruits d'une croissance additionnelle.

Cependant, le chemin à parcourir reste long et nécessite beaucoup plus d'engagement et d'actions concrètes. En effet, la lutte contre la pauvreté et les autres causes de privation humaine et la réalisation d'un développement durable, exprimées à travers les OMD, ne seront atteintes sans une efficacité accrue de l'assistance extérieure. L'amélioration de l'efficacité de l'aide dépendra aussi bien des donateurs que du pays bénéficiaire de l'aide. En particulier, s'il est souhaitable que les bailleurs accroissent leurs appuis financiers au Bénin, cette augmentation de l'aide doit être centrée sur des résultats. En effet, l'augmentation de l'aide est nécessaire pour une amélioration considérable des services d'éducation, de santé et des infrastructures de désenclavement des zones rurales agricoles, etc. Le ciblage des résultats améliorera une meilleure allocation des ressources octroyées en évitant les problèmes de double emploi.

De plus, nos résultats démontrent l'importance de la qualité de la croissance en matière de lutte contre la pauvreté. Le défi au plan national sera donc d'une part, de fournir des efforts qui garantissent non seulement la solidité des rapports avec les pays donateurs, mais aussi une meilleure gestion de l'aide afin d'accélérer la réussite de la politique nationale de lutte contre la pauvreté ; d'autre part, il est indispensable de créer les conditions d'une croissance forte capable de réduire sensiblement la pauvreté.

Bibliographie

- AKPO P., SOMAKPO T et A. TCHOPKPON (2006), *«Gouvernance et efficacité des politiques de financement du développement»* AUF, IRD, PEP, DIAL.
- BIPEN (2003), *«Bilan et perspectives de l'économie à court et moyen terme: Redistribution de revenu et de réduction de la pauvreté au Bénin.»* Cotonou, DGAE, Ministère des Finances et de l'économie.
- BIPEN (2000), *«Les sources de la croissance économique»* Cotonou, DGAE, Ministère des Finances et de l'économie.
- BOONE P. (1996), *«Politics and the effectiveness of foreign aid»* *European Economic Review*, 40,289-329;
- BOURGUILLON F. (2000), *«The pace of Economic Growth and Poverty reduction»* *First draft*, LACEA 2001, The World Bank and Delta.
- BURNSIDE C. and D. DOLLAR (1998), *«Aid, The incentive Regime and Poverty reduction»* *Policy Research Working paper*, WPS 1937, 06-98, World Bank.
- BURNSIDE C. and D. DOLLAR (2000) *«Aid, Policies, and Growth»* *American Economic Review*, 90:4,847-868.
- COLLIER P. and D. DOLLAR (2002), *«Aid allocation and poverty reduction»* *European Economic Review* 45:1475-1500.
- COLLIER P. and D. DOLLAR (2005), *«Can the world cut poverty reduction in half? How policy reform and effective aid can meet the international Development Goals.»* *World Development*, 29:1787-1802.
- COLLIER P. and A. HOFFLER (2002), *«Aid, Policy and growth in post-conflict societies»* *Policy Research working paper n°2902*, Washington, World Bank.
- DAVOODI H. R., E. R. TIONGSON and S. S. ASAWANUCHIT (2003), *«How useful are benefit incidence analyses of public education and health spending?»* *IMF working paper* 03/227, Washington..
- DCRE (2005), *«Coopération pour le développement»* Cotonou, Ministère d'Etat, Chargé de la Planification.
- GOMANEE K., MORISSEY O., MOSLEY P. and A. VERSCHOOR (2003), *«Aid, pro-poor government spending and welfare.»* *Nottingham CREDIT Research paper 03/01*, University of Nottingham.
- GUPTA S., R. POWELL and Y. YANG (2006), *«Les défis macroéconomiques de l'expansion de l'aide en Afrique. Repères à l'intention des praticiens.* FMI.
- HOUENINVO T., EKUE P. et J-C KEKE (2004), *«La Matrice de Comptabilité Sociale pour le Modèle Macroéconomique Intégré d'Analyse et de Suivi de la Pauvreté au Bénin.»* CAPE.
- HOUENINVO T. (2004a), *«Production potentielle, composante structurelle et conjoncturelle du déficit budgétaire: cas du Bénin.»* CAPE.
- HOUENINVO T. (2004b), *«Analyse de la soutenabilité de la dette béninoise : l'approche initiative PPTE et Cadre de cohérence macroéconomique.»* CAPE.

HUDSON J. ET P. MOSLEY (2001), "Aid Policies and Growth : In Search of the Holy Grail", *Journal of International Development*, 13, pp. 1023-1038.

KEKE J-C. (2001), "Impact des critères de convergence et de l'harmonisation des politiques économiques au sein de l'UEMOA sur la croissance et le bien-être au Bénin", *Document de travail n°55 /2001*.CAPE.

KOSACK S. (2003), "An effective aid : how democracy allows development aid to improve the quality of life", *World Development*, vol. 31, n°1, pp.1-22.

LENSIK R. and H. WHITE (2001), "Are there negative returns to aid?", *Journal of Development Studies*, 37(6), pp 42-65.

MOSLEY P., HUDSON J. and S. HORRELL (1987), "Aid, the public sector and the market in less Developed Countries.", *Economic journal* 97 (387), pp 616-41.

MOSLEY, P, J. HUDSON and K. GOMANEE (2002), "Aid poverty reduction and the new conditionality", Department of Economics, University of Sheffield, *Research Programme on Risk, Labour Markets and Pro-poor Growth: Occasional Paper*.

MOSLEY P., HUDSON J. and A. VERSCHOOR (2004), "Aid, poverty reduction and the new conditionality.", *Economic journal* 114:F217-F243.

PNUD (2001), *Rapport sur le développement humain au Bénin*.

PNUD(2002), *Rapport sur le développement humain au Bénin*.

PNUD(2005), *Rapport mondial sur le développement humain*.

OMS/PNUD/MSP (1991), *Identification des problèmes sanitaires par les populations du Bénin*, Rapport d'étude, Cotonou.

SINZOGAN C. (2002), "Evaluation des principales politiques économiques et financiers menées au Bénin depuis 1990 et leurs impacts sur la pauvreté.", CAPE, Cotonou.

SOSSOU G. (2008), "Equité et efficacité des mécanismes de financement de la santé au Bénin", Papier présenté au Séminaire de Recherche en Economie et Gestion de la FASEG (UAC), 21 juin 2008.

VERSCHOOR A. and A. KALWIJ (2006), "Aid, social policies, pro-poor growth", *Journal of International Development*, 18,519-532.DFID

VOIVODAS C. S. (1973), "Exports, foreign capital inflow and economic growth", *Journal of international economics vol 3*, pp 337-349

Annexes

Annexe 1 : Test de co-intégration des variables du modèle des dépenses sociales

Date: 08/18/08 Time: 20:13
 Sample (adjusted): 1978 2006
 Included observations: 29 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOG(DP) LOG(Y) LOG(A) LOG(GR) LOG(SEVDET) LIB
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.767099	115.3862	95.75366	0.0012
At most 1 *	0.648073	73.12907	69.81889	0.0266
At most 2	0.521456	42.84343	47.85613	0.1364
At most 3	0.334723	21.47023	29.79707	0.3290
At most 4	0.230001	9.651227	15.49471	0.3085
At most 5	0.068943	2.071623	3.841466	0.1501

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.767099	42.25714	40.07757	0.0280
At most 1	0.648073	30.28564	33.87687	0.1265
At most 2	0.521456	21.37320	27.58434	0.2543
At most 3	0.334723	11.81900	21.13162	0.5656
At most 4	0.230001	7.579604	14.26460	0.4231
At most 5	0.068943	2.071623	3.841466	0.1501

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Annexe 2 : Estimation du modèle des dépenses sociales

A2.1. Résultats du modèle de long terme

Dependent Variable: LOG(DP)

Method: Least Squares

Date: 08/18/08 Time: 20:20

Sample: 1976 2006

Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.496907	1.975762	0.251502	0.8035
LOG(Y)	0.599079	0.108291	5.532103	0.0000
LOG(A)	0.100672	0.043552	2.311543	0.0293
LOG(GR)	0.171651	0.052836	3.248742	0.0033
LOG(SEVDET)	0.108523	0.025705	4.221841	0.0003
LIB	-0.119762	0.055826	-2.145278	0.0418
R-squared	0.960708	Mean dependent var		24.93150
Adjusted R-squared	0.952849	S.D. dependent var		0.316719
S.E. of regression	0.068773	Akaike info criterion		-2.344025
Sum squared resid	0.118243	Schwarz criterion		-2.066479
Log likelihood	42.33238	F-statistic		122.2514
Durbin-Watson stat	1.290805	Prob(F-statistic)		0.000000

A2.2. Résultat du Modèle à Correction d'Erreur (ECM)

Dependent Variable: DLOG(DP)

Method: Least Squares

Date: 08/18/08 Time: 20:37

Sample (adjusted): 1977 2006

Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009477	0.013692	-0.692128	0.4961
DLOG(Y)	1.050748	0.291802	3.600890	0.0016
DLOG(A)	0.142027	0.040602	3.498029	0.0020
DLOG(GR)	0.186009	0.059505	3.125962	0.0049
DLOG(SEVDET)	0.074837	0.018508	4.043483	0.0005
D(LIB)	-0.047932	0.052391	-0.914876	0.3702
RESIDMLT(-1)	-0.649108	0.150235	-4.320634	0.0003
DEVA	-0.094210	0.051786	-1.819234	0.0825
R-squared	0.736769	Mean dependent var		0.035822
Adjusted R-squared	0.653014	S.D. dependent var		0.081852
S.E. of regression	0.048216	Akaike info criterion		-3.003092
Sum squared resid	0.051144	Schwarz criterion		-2.629439
Log likelihood	53.04638	F-statistic		8.796678
Durbin-Watson stat	1.712114	Prob(F-statistic)		0.000037

A2.3. Les tests de validité du modèle à correction d'erreur (ECM)

- Test de stationnarité des résidus du modèle de long terme (RESIDMLT)

Null Hypothesis: RESIDMLT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.843159	0.0069
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDMLT)

Method: Least Squares

Date: 09/04/08 Time: 21:55

Sample (adjusted): 1979 2006

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDMLT(-1)	-1.073637	0.279363	-3.843159	0.0008
D(RESIDMLT(-1))	0.262253	0.222446	1.178949	0.2500
D(RESIDMLT(-2))	0.360082	0.168249	2.140175	0.0427
C	0.005339	0.010107	0.528250	0.6022
R-squared	0.480624	Mean dependent var		-0.003365
Adjusted R-squared	0.415702	S.D. dependent var		0.068121
S.E. of regression	0.052071	Akaike info criterion		-2.940852
Sum squared resid	0.065073	Schwarz criterion		-2.750537
Log likelihood	45.17193	F-statistic		7.403107
Durbin-Watson stat	1.794442	Prob(F-statistic)		0.001119

- Test de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.463706	Probability	0.635543
Obs*R-squared	1.329470	Probability	0.514410

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 08/18/08 Time: 20:52

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003130	0.015926	0.196528	0.8462
DLOG(Y)	-0.096154	0.378004	-0.254373	0.8018
DLOG(A)	0.004600	0.046255	0.099447	0.9218
DLOG(GR)	0.016915	0.068207	0.247998	0.8067
DLOG(SEVDET)	-0.004134	0.020710	-0.199625	0.8438
D(LIB)	0.001837	0.054574	0.033669	0.9735
RESIDMLT(-1)	-0.124411	0.212807	-0.584616	0.5653
DEVA	0.006066	0.053533	0.113305	0.9109
RESID(-1)	0.320520	0.333472	0.961161	0.3479
RESID(-2)	0.003151	0.312859	0.010072	0.9921
R-squared	0.044316	Mean dependent var	7.40E-18	
Adjusted R-squared	-0.385742	S.D. dependent var	0.041995	
S.E. of regression	0.049436	Akaike info criterion	-2.915086	
Sum squared resid	0.048878	Schwarz criterion	-2.448020	
Log likelihood	53.72629	F-statistic	0.103046	
Durbin-Watson stat	2.106466	Prob(F-statistic)	0.999291	

- Test de Hétéroscédasticité de WHITE

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.692207	Probability	0.738351
Obs*R-squared	9.847062	Probability	0.629376

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 08/18/08 Time: 20:53

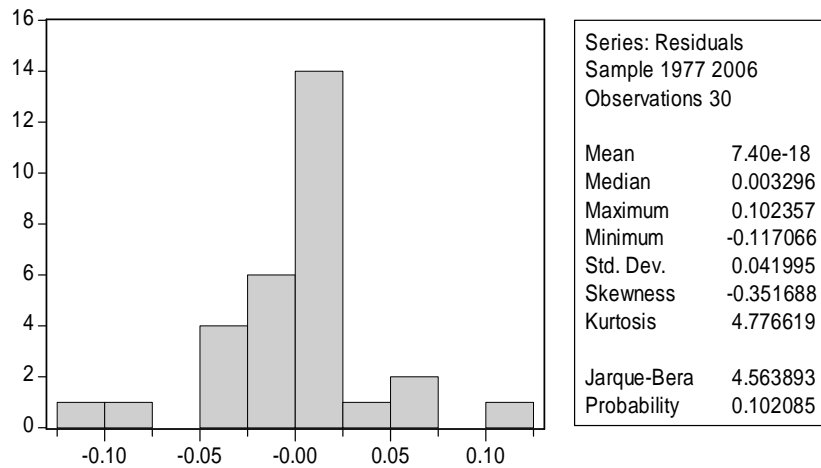
Sample: 1977 2006

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001617	0.001323	1.221611	0.2385
DLOG(Y)	0.036374	0.033769	1.077152	0.2965
(DLOG(Y))^2	-0.464673	0.444521	-1.045335	0.3105
DLOG(A)	0.000555	0.003742	0.148230	0.8839
(DLOG(A))^2	-0.002433	0.007531	-0.323051	0.7506
DLOG(GR)	-0.003569	0.006933	-0.514758	0.6133
(DLOG(GR))^2	0.022945	0.023255	0.986654	0.3376
DLOG(SEVDET)	-0.001890	0.002151	-0.878949	0.3917
(DLOG(SEVDET))^2	0.000720	0.001747	0.412207	0.6853
D(LIB)	-0.000801	0.003990	-0.200635	0.8434
RESIDMLT(-1)	-0.005092	0.012130	-0.419810	0.6799
RESIDMLT(-1)^2	-0.118786	0.116815	-1.016876	0.3235
DEVA	-0.001289	0.003964	-0.325257	0.7490

R-squared	0.328235	Mean dependent var	0.001705
Adjusted R-squared	-0.145951	S.D. dependent var	0.003370
S.E. of regression	0.003607	Akaike info criterion	-8.113079
Sum squared resid	0.000221	Schwarz criterion	-7.505893
Log likelihood	134.6962	F-statistic	0.692207
Durbin-Watson stat	2.218951	Prob(F-statistic)	0.738351

- Test de Normalité de Jarque-Bera



- Test de RAMSEY

Ramsey RESET Test:

F-statistic	0.001673	Probability	0.967759
Log likelihood ratio	0.002390	Probability	0.961009

Test Equation:

Dependent Variable: DLOG(DP)

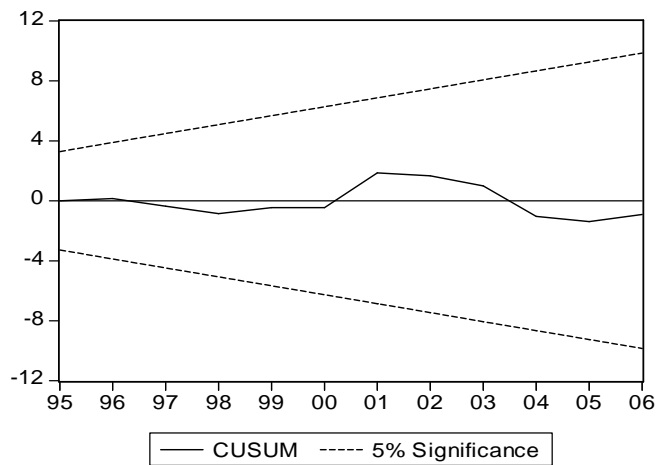
Method: Least Squares

Date: 08/18/08 Time: 20:59

Sample: 1977 2006

Included observations: 30

- Test de stabilité du modèle à correction des erreurs (ECM)



Annexe 3 : Le modèle d'indice du développement humain (IDH)

A3.1. Résultats de l'estimation

Dependent Variable: LOG(IDH)

Method: Least Squares

Date: 09/07/08 Time: 07:50

Sample(adjusted): 1977 2006

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.666296	0.329499	-14.16180	0.0000
D(LOG(Y)*LOG(A))	-0.002261	0.001222	-1.850265	0.0757
LOG(Y)*LOG(EDU)	0.006030	0.000532	11.34233	0.0000
D(LOG(Y)*LOG(SAN T))	0.002927	0.002907	1.006782	0.3233
R-squared	0.864692	Mean dependent var	-0.951747	
Adjusted R-squared	0.849080	S.D. dependent var	0.099703	
S.E. of regression	0.038733	Akaike info criterion	-3.540681	
Sum squared resid	0.039006	Schwarz criterion	-3.353854	
Log likelihood	57.11021	F-statistic	55.38482	
Durbin-Watson stat	0.984225	Prob(F-statistic)	0.000000	

A3.2. Résultats des Tests de validité

- Test de Hétéroscédasticité de White

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.490594	Probability	0.225462
Obs*R-squared	8.399403	Probability	0.210277

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

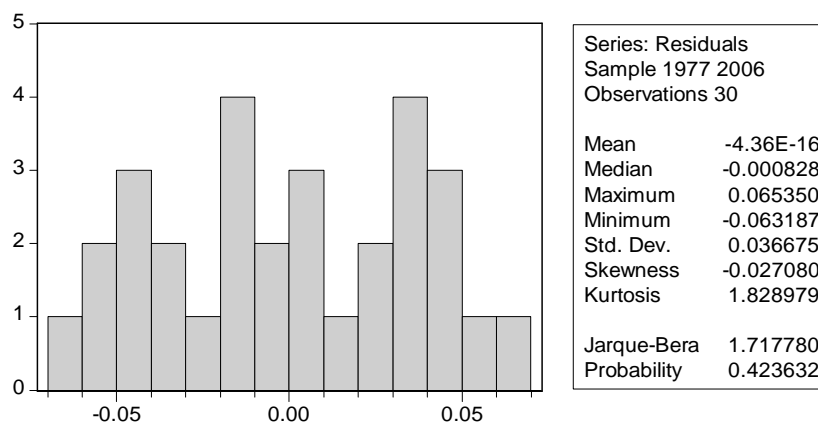
Date: 09/07/08 Time: 07:54

Sample: 1977 2006

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.170400	0.405737	-0.419976	0.6784
D(LOG(Y)*LOG(A))	-9.31E-05	4.49E-05	-2.076406	0.0492
(D(LOG(Y)*LOG(A)))^ 2	2.60E-06	4.04E-06	0.643259	0.5264
LOG(Y)*LOG(EDU)	0.000597	0.001319	0.452580	0.6551
(LOG(Y)*LOG(EDU))^ 2	-5.16E-07	1.07E-06	-0.480868	0.6352
D(LOG(Y)*LOG(SAN T))	4.57E-06	9.71E-05	0.047039	0.9629
(D(LOG(Y)*LOG(SAN T)))^2	-3.66E-05	2.19E-05	-1.668918	0.1087
R-squared	0.279980	Mean dependent var	0.001300	
Adjusted R-squared	0.092149	S.D. dependent var	0.001204	
S.E. of regression	0.001147	Akaike info criterion	-10.50194	
Sum squared resid	3.03E-05	Schwarz criterion	-10.17500	
Log likelihood	164.5291	F-statistic	1.490594	
Durbin-Watson stat	1.647377	Prob(F-statistic)	0.225462	

- Test de Normalité de Jarque-Bera



- Test de stabilité (Estimation récursives)

