

# Impact et Ciblage d'un Fond Social dans un Environnement Post-Conflict : le Cas de l'Angola\*

Eric DJIMEU WOUABE<sup>1</sup>

*CERDI, Université d'Auvergne, France*

## Résumé

Ce papier analyse le ciblage et l'impact des deux premières phases du FAS (Fond Social Angolais). Pays riche en ressources naturelles, l'Angola a connu 27 années de guerre civile qui a pris fin sur l'ensemble du territoire en Avril 2002. Cette guerre va se traduire par une généralisation de la pauvreté. Face à cette situation le gouvernement Angolais avec l'appui des bailleurs de fonds internationaux va créer en 1994 le Fond social Angolais donc le but est de fournir aux populations des infrastructures sociales de base. Cela se matérialise par la construction des écoles, des centres de santé, des projets d'adduction d'eau et d'assainissement. Utilisant les données de *Inquérito aos Agregados Familiares sobre Despesas e Receitas* de 2001, l'analyse du ciblage a travers l'indice de Foster-Greer-Thorbecke et les dépenses mensuelles par équivalent adulte montre que le ciblage des deux premières phases du FAS a été pro-pauvre. L'assignation au programme n'étant pas aléatoire, nous utilisons l'appariement par score de propension et la technique de variable instrumentale comme méthode d'évaluation d'impact. Les résultats suggèrent que le FAS n'a pas eu d'impact sur les dépenses des ménages, mais a eu un effet positif et significatif sur la principale mesure anthropométrique des enfants de moins de 5 ans et le taux brut de scolarisation. Ce résultat montre que, même dans les pays post-conflit où le capital humain, physique, et social peut avoir été détruit par la guerre, la fourniture des infrastructures sociales de base permet de réduire la pauvreté.

Mots clés : Evaluation d'Impact ; Pauvreté; Fond d'Action Social ; Angola.  
Classification JEL: O19, H43, I32, I38.

---

\* Je remercie pour l'ensemble de ses remarques et suggestions permanentes, le Professeur Jean-Louis Arcand. Je remercie Marie-Charlotte Buisson et Aude-Sophie Rodella pour l'aide apportée à la compréhension du questionnaire, la recherche de données beaucoup plus désagrégées. Je remercie Diallo Bassirou pour son aide en matière d'analyse de données.

<sup>1</sup> E-mail: Eric.Djimeu\_Wouabe@ecogestion.u-clermont1.fr.

# 1 Introduction

Avec près de 500 millions d'habitants, les états fragiles (dénommés « pays à faible revenu en difficulté ou LICUS » par la Banque Mondiale) attirent une attention grandissante<sup>1</sup>. La Banque Mondiale a recensé 25 LICUS durant l'exercice 2005, sur la base de leur revenu et de leur performance dans le cadre des évaluations des politiques et des institutions nationales. Accablés de problèmes chroniques, ces 25 pays présentent plusieurs similarités : la plupart de ces pays souffrent d'une mauvaise gouvernance, certains connaissent des difficultés de transition post-conflit, le taux de mortalité infantile est supérieur de 33 % à celui des autres pays à faible revenu, l'espérance de vie inférieure de 12 ans, et le taux de mortalité maternelle supérieur de près de 20 %. Les prêts en faveur des LICUS se sont établis à 4.1 milliards de dollars pour la période 2003-2005 (World Bank, 2006).

L'Angola qui parmi les LICUS appartient à la catégorie des pays à faible revenu les plus en difficulté a connu après son indépendance en 1975, 27 années de guerre civile qui a pris fin sur l'ensemble du territoire en Avril 2002. Malgré ses ressources pétrolières, son diamant, ses terres arables, en 1994 le PIB par tête est estimé à \$US 420 (INE, 1995). Les infrastructures sociales et économiques ont été détruites pendant la guerre. 500 000 à 1 million de décès causés par la guerre, plus de 4.5 millions de personnes déplacées, plus de 9 millions de mines antipersonnel qui entravent la reconstruction, le développement du commerce et l'agriculture. Une enquête ménage réalisé à Luanda, capitale de l'Angola en 1994 par l'*Instituto Nacional de Estatistica* montre que 64% de la population vit en dessous du seuil de pauvreté. Une autre étude réalisée par Fernando Ribeiro en 1993, estime que 86% de la population vit en dessous du seuil de pauvreté. Au niveau sanitaire, en 1993 le taux de mortalité infanto-juvénile était estimé à 320 pour 1000 et le taux de mortalité infantile à 195 pour 1000 naissances. La plupart des formations sanitaires notamment dans les zones rurales ont été détruites par la guerre (INE, 1995).

Le système éducatif Angolais n'a pas été épargné par les affres de la guerre civile, la plupart des écoles ont été fermées ou détruites. Les salles de classe existantes ont des effectifs pléthoriques, à Luanda la moyenne d'élèves par classe est de 140. La qualité de l'éducation primaire aussi bien en zone rurale qu'en zone urbaine souffre d'une forte détérioration des infrastructures éducatives, avec des enseignants mal formés et souvent démotivés par le manque d'équipement scolaire. Conséquence, au début des années 1990 le taux net de scolarisation dans le primaire est estimé à 50%<sup>2</sup>.

L'accès à l'eau potable au début de la décennie 90 reste assez faible, seulement 30% de la population, principalement en zone urbaine a accès à l'eau potable et cela de manière sporadique. L'incidence des maladies liées à la qualité de l'eau telles que le cholera, la diarrhée sont particulièrement importantes en zone rurale.

L'insécurité alimentaire représente aussi un réel problème auquel est confronté le peuple Angolais. Pendant la longue période de guerre civile, les Angolais ont enduré des pénuries

---

<sup>1</sup> LICUS acronyme anglais de Low-Income Countries under Stress.

<sup>2</sup> Educacio em Angola, Ministry of Education, Luanda, May 1993.

alimentaires, une malnutrition aigue, un déficit en micronutriment et même la famine<sup>3</sup>. La capacité de production locale en biens alimentaires a été détruite pendant la guerre, la production a décliné, de 100 Kg par tête en grain- équivalent en 1980 à 67 Kg par tête en septembre 1993. Cela donne une moyenne de 600 calories par personne et par jour en comparaison des 2100 calories moyennes requises pour un adulte.

Face à cette situation de pauvreté extrême et généralisée, le gouvernement Angolais avec l'appui des bailleurs de fonds internationaux et principalement la Banque Mondiale va créer en Octobre 1994 le *Fundo do Apoio Social* (FAS) dont l'objectif est de faire reculer l'extrême pauvreté en fournissant aux populations les plus vulnérables des infrastructures sociaux de base. Les missions du FAS sont similaires à celles d'autre fonds sociaux existant à travers le monde. Les fonds sociaux sont des programmes multisectoriels fournissant des financements (le plus souvent des dons) pour des investissements publics de petite taille et ciblés pour répondre au besoin des pauvres et des communautés vulnérables contribuant ainsi au renforcement du capital social et au développement local.

Le but de cet article est d'analyser le ciblage et l'impact du fond social Angolais pour la période 1994-2001. Nous analysons l'impact des financements du FAS en infrastructures de santé, d'eau, d'assainissement ; en infrastructures d'éducation et en activités génératrices de revenus sur les indicateurs de bien être. Ces indicateurs de bien être sont des indicateurs finaux appréhendés pour la santé par le statut nutritionnel des enfants de moins de 5 ans; pour l'éducation, par le taux net de scolarisation, le taux brut de scolarisation, le gap éducatif, l'âge en première année du cycle primaire. La plupart des fonds sociaux sont actuellement mis en œuvre en Afrique au Sud du Sahara, mais il existe très peu de connaissance sur la capacité de ses fonds à atteindre les communautés et les ménages pauvres mais aussi à réduire la pauvreté. Cet article contribue à combler partiellement ce manque<sup>4</sup>. Cet article est le premier à évaluer l'impact d'un fond social dans un pays post-conflit. Compte tenu de la situation de pauvreté aigue engendrée par plusieurs années de guerre civile, la détérioration du capital social qui peut affecter la mobilisation, l'aptitude des communautés à s'organiser autour de projet collectif, la question est celle de savoir si les fonds sociaux dans ses pays post-conflit ont un impact.

Le reste de l'article est organisé de la manière suivante. La section 2 présente la revue de la littérature sur l'évaluation d'impact des fonds sociaux. La section 3 revient sur le contexte de l'étude. Dans la section 4, nous présentons le ciblage et la méthodologie utilisée pour cette évaluation d'impact. Aux sections 5 et 6, nous identifions l'impact du FAS et enfin la section 7 conclue l'étude.

---

<sup>3</sup> Le Programme Alimentaire Mondiale, UNICEF et certaines ONG ont décrit des cas de malnutrition sévère et de famine dans les villes sous le contrôle de l'UNITA. Une mission de la Banque Mondiale présente les mêmes conclusions pour le cas de Malange en Novembre 1993.

<sup>4</sup> Entre 1999 et 2005, l'Afrique Subsaharienne dispose de 70 fonds sociaux qui représentent un portefeuille d'un montant de US\$ 4.86 milliards. A notre connaissance, depuis l'instauration du première fond social Africain à Sao Tome en 1989, seul deux évaluations d'impact ont été réalisées, Chase et Sherburne-Benz (2001) pour le fond social Zambien et plus récemment Arcand et Bassolé (2006) pour le PNIR au Sénégal.

## 2 Revue de la littérature sur l'évaluation d'impact des Fonds sociaux

Newman et *al.* (2002) analysent l'impact des petites infrastructures rurales dans le domaine de la santé, l'eau et de l'éducation financées par la *Bolivian Social Investment Fund* (SIF) pendant la période allant de 1993 à 1994. Cette évaluation d'impact utilise des données de panel et applique plusieurs techniques d'évaluation d'impact. L'évaluation d'impact des projets éducatifs à partir de la méthode expérimentale suggère que les financements du SIF ont contribué à une amélioration significative des infrastructures scolaires (augmentation du nombre de manuel par élève, diminution du nombre d'élèves par classe, augmentation de la fraction d'école avec des latrines, de l'électricité et de l'eau potable... Les financements du SIF n'ont pas eu d'effet sur le taux brut de scolarisation, le taux de présence à l'école parmi les inscrits, et le test de score en mathématiques et en grammaire. Par contre ces investissements ont réduit le taux d'abandon à l'école primaire de 3.8 points de pourcentage. La méthode d'appariement par score de propension et l'estimation par la double différence, appliquées pour l'évaluation d'impact des financements du SIF en construction ou en rénovation d'infrastructures de santé et en fourniture d'eau, montrent à la fois une augmentation du taux d'utilisation des infrastructures mais aussi un déclin significatif du taux de mortalité infantile-juvénile à la suite de ces investissements.

Pradhan et Rawlings (2002) analysent le ciblage et l'impact des infrastructures sociales de base financées par la *Nicaragua Emergency Social Investment Fund* (FISE) de 1991 à 1998. Les auteurs utilisent l'appariement par pipeline et l'appariement par score de propension pour construire le contrefactuel. Les données sont issues de l'enquête auprès des ménages du Nicaragua de 1998. L'analyse du ciblage montre que les bénéficiaires des investissements du FISE en latrines, écoles, postes de santé sont des communautés pauvres, alors que les investissements en assainissement sont ciblés sur des catégories moins pauvres. Dans l'éducation les investissements ont eu un impact positif et significatif sur le taux net de scolarisation, réduisent de manière significative le nombre de jour par mois d'absence, ont contribué à la réduction de l'âge en première année du primaire. Cette analyse montre qu'à la suite des investissements en santé, l'utilisation des postes de santé a augmenté, par contre pas d'effet sur le HAZ, WAZ, WHZ. Les investissements du FISE en eau et assainissement ont eu un impact significatif sur l'accès à ces services mais pas sur les mesures anthropométriques des enfants de moins de 5 ans.

Chase (2002), analysant le ciblage et l'impact des infrastructures d'éducation et d'eau financées par la *Armenian Social Investment Fund* (ASIF) sur la période 1996-2000, montre que le ASIF a financé les investissements dans des communautés relativement pauvres mais que le ciblage à l'intérieur de ces communautés a été relativement neutre. L'auteur utilise l'appariement par pipeline et l'appariement par score de propension pour construire le groupe de comparaison des communautés participant au programme. Les investissements dans le domaine de l'éducation ont eu pour effet d'augmenter les dépenses des ménages liées à l'éducation, quelque soit le groupe de comparaison choisi. Ces investissements ont eu un effet positif et significatif sur le taux brut de scolarisation. Les financements de l'ASIF, dans la fourniture de l'eau, ont eu un effet significatif et positif sur l'accès à l'eau potable.

Paxson et Schady (2002) analysent le ciblage et l'impact des financements dans l'éducation du *Peruvian Social Fund* (FONCODES) sur la période 1993-1996. Les auteurs utilisent la technique de variable instrumentale comme technique d'évaluation d'impact. L'analyse du ciblage par des régressions non paramétriques, montre que le FONCODES a atteint les communautés pauvres, et que dans ces communautés ciblées se trouvaient plus de pauvres. Les auteurs instrumentent les dépenses en éducation du FONCODES dans les districts par un index de pauvreté et la proportion des personnes dans le district ayant votée contre l'ancien régime sur la période 1990-1993. Les résultats suggèrent que ces investissements ont eu un effet positif et significatif sur le taux net de scolarisation des enfants de 6 à 11 ans.

Chase et Sherburne-Benz (2001) réalisent la première étude sur le ciblage et l'impact d'un fond social Africain en l'occurrence celui de la Zambie sur la période 1996-2000. Les auteurs utilisent comme technique d'évaluation, l'appariement par score de propension et la technique de l'appariement par pipeline pour construire le groupe de comparaison des communautés ayant participé aux projets du *Fond social Zambien* (MPU). L'analyse du ciblage montre que les financements du MPU en matière d'éducation et de santé ont atteint les pauvres, et particulièrement en zone rurale. Dans l'éducation, les financements par le MPU ont eu un effet positif et significatif sur la présence à l'école, sur les dépenses des familles en matière d'éducation. Les dépenses en santé du MPU ont eu un effet significatif sur le taux d'utilisation des infrastructures de santé, sur la vaccination des enfants mais pas d'effet sur les indicateurs finaux de santé comme l'absence de diarrhées chez les enfants.

Arcand et Bassole (2006) évaluent sur la période 2004-2006 l'impact du *Programme National d'Infrastructures Rurales* (PNIR) sur l'accès au service de base, les dépenses des ménages et les mesures anthropométriques des enfants de moins de 5 ans en utilisant des données de panel. Les auteurs utilisent comme méthode d'évaluation la technique de variable instrumentale. Les auteurs instrumentent la participation d'un village au PNIR par l'opinion du chef du village en matière d'infrastructures prioritaires et par la perception du chef de village sur l'évolution économique du village. Ils trouvent que le PNIR n'a pas eu d'effet sur les dépenses des ménages mais a eu un impact sur l'accès à l'eau, aux infrastructures de santé et sur deux mesures anthropométriques à savoir le z-score de la taille pour âge et le z-score du poids pour âge. Ces deux derniers effets sont particulièrement importants pour les enfants appartenant aux ménages pauvres.

Au vue de cette revue de la littérature sur le ciblage et l'impact des fonds sociaux nous pouvons dire que le ciblage des investissements dans la plupart des cas a été pro-pauvre et que les investissements ont eu des effets significatifs sur les indicateurs intermédiaires mais pas suffisamment sur les indicateurs finaux ou de bien être.

### 3 Le Contexte

#### 3.1 Le programme *Fundo do Apoio Social* (FAS)

Le FAS est une structure autonome créée par le gouvernement Angolais en Octobre 1994. Le FAS est sous l'autorité du Ministère du Plan qui définit l'ensemble des objectifs. De 1994 à 2001, les activités du FAS se déroulent dans 9 provinces (Cabinda, Bengo, Luanda, Kwanza-Sul, Benguela, Namibe, Huila, Kunene and Huambo) sur les 18 que comptent l'Angola. Les 9 autres provinces au cours de cette période sont instables à cause de la guerre. Le contexte de guerre n'a pas permis l'expansion du programme sur l'ensemble du territoire. Dans chacune de ses provinces le FAS dispose d'un bureau provincial. Au cours de ses deux premières phases (1994-2001), le FAS assiste l'Angola dans la phase de transition de la guerre à la paix, ciblant en particulier les personnes qui ont été appauvries par la guerre et la crise économique. L'objectif de ce fond social est d'améliorer l'accès au service de base à travers la fourniture ou la réhabilitation des infrastructures communautaires ; d'améliorer la capacité des communautés et des organisations non gouvernementales dans la planification, l'évaluation, la gestion et le maintien des infrastructures à travers les expériences acquises pendant la fourniture ou la réhabilitation des infrastructures ; générer un revenu additionnel et l'emploi en zone rurale et urbaine à travers des activités génératrices de revenus ; fournir une meilleure compréhension des principales causes de la pauvreté dans le but de favoriser la formulation de politiques efficaces de réduction de la pauvreté. Le FAS fonctionne de manière similaire à d'autres fonds sociaux à travers le monde. Les organisations locales (*agencias de enquadramento*) travaillent avec les communautés (*nucleos comunitarios*) pour identifier les infrastructures prioritaires et préparent des projets qui sont soumis au FAS. L'approbation des projets identifiés, est sous la responsabilité des bureaux provinciaux en coordination avec le gouvernement provincial. Tous les projets approuvés sont financés par le FAS et la mise en œuvre du projet est assurée par les communautés locales qui participent pour chaque projet à hauteur de 10% du coût total. Entre 1994 et 2001, le FAS a financé des projets pour un montant de \$US 29 millions. 67% de ces fonds provient des bailleurs de fonds multilatéraux principalement la Banque Mondiale, Le reste des bailleurs de fonds bilatéraux et du gouvernement Angolais<sup>4</sup>. Le FAS a financé 685 infrastructures sociales de base, dont 34% dans l'éducation, 9% dans la santé, 47.45% dans l'eau et l'assainissement, et 9.05% dans les activités génératrices de revenus. Le montant moyen d'un projet financé par le FAS s'élève à \$ 20.000 dollars<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup> World Bank Conference on Community-Driven Development Ouagadougou, November 3-4, 2003 par Victor Hugo Guilherme and Henda Ducados.

<sup>5</sup>Source obtenue à l'aide du fichier des investissements du FAS entre 1994 et 2001. Les financements de la Banque Mondiale ont été en deçà de ceux prévus par l'accord de crédit IDA entre l'organisme et le gouvernement Angolais qui s'élevaient à près de \$US 54 millions de dollars. Les financements du FAS sont relativement faibles par rapport aux financements reçus par les fonds sociaux en Amérique Latine. Par exemple les déboursements du SIF en Bolivie entre 1994 et 1998 s'élèvent à \$US 160 millions, les investissements du FISE au Nicaragua entre 1991 et 1998 s'élèvent à \$ US191 millions et ceux du FONCODES au Pérou entre 1992 et 1998 à \$ US 472 millions.

## 3.2 Les Données

Les données utilisées pour l'analyse du ciblage et l'évaluation d'impact du FAS proviennent de *Inquérito aos Agregados Familiares sobre Despesas e Receitas* (IDR), enquête auprès des ménages réalisée par l'Institut National de la Statistique de l'Angola de Février 2000 à Février 2001. Cette enquête a été effectuée dans 7 provinces (Luanda, Lunda Norte, Cabinda, Benguela, Namibe, Huíla, Cunene). L'IDR comporte des informations sur la composition du ménage, sur le revenu, l'éducation et la santé. Cette enquête comprend 10 117 ménages dont 9108 en zone urbaine et 1009 en zone rurale. Les ménages des zones rurales appartiennent uniquement à deux provinces à savoir Namibe et Cunene. Il s'agit d'une enquête par grappes qui sont les *aldeias/bairros* (village en zone rurale et quartier en zone urbaine), dans laquelle 12 ménages sont choisis de manière aléatoire et enquêtés. L'IDR n'a pas été réalisé pour le ciblage et l'évaluation d'impact du FAS. Mais dans L'IDR nous disposons des communautés qui ont bénéficié des financements du FAS et celles qui n'ont pas bénéficié des financements du FAS et qui pourront être utilisées pour construire le groupe de comparaison. Compte tenu du fait que l'IDR n'est pas une enquête spécifique à l'évaluation d'impact du FAS, nous focaliserons notre analyse sur des indicateurs finaux et non des indicateurs intermédiaires dont l'analyse exigent que des enquêtes soient réalisées auprès de ces infrastructures sociales. Cette situation n'enlève en rien le pertinence de l'étude puisque le but de toute stratégie de réduction de la pauvreté doit être d'avoir des effets sur des indicateurs finaux parmi lesquels le status nutritionnel des enfants de moins de 5 ans, le taux net de scolarisation, la taux brut de scolarisation, les dépenses des ménages.

La seconde source de données que nous utilisons dans cet article provient du FAS qui nous permet de distinguer parmi les communautés celles ayant bénéficié des financements du FAS et celles n'ayant pas reçu des financements du FAS. Ces données nous fournissent également des informations sur le type d'investissement qui a été réalisé dans la communauté. L'analyse du ciblage du FAS se fera avec l'ensemble des ménages présents dans l'IDR. L'évaluation d'impact d'un type d'investissement se fera uniquement sur les communautés ayant reçu des financements pour ce type d'investissement.

## 4 Le ciblage des financements et la méthodologie de l'évaluation d'impact du FAS

### 4.1 Le ciblage du FAS

Les fonds sociaux ont pour option de financer les projets se trouvant dans les communautés très pauvres souvent abandonnées par les gouvernements à cause du manque de moyen. La plupart des fonds sociaux utilisent des cartes de pauvreté pour cibler ces zones. A travers la combinaison de ces deux stratégies, les fonds sociaux sont supposés utiliser plus de ressources dans les communautés les plus pauvres du pays. La première question dans l'analyse du ciblage du FAS est celle de savoir si les communautés financées par le FAS ont des ménages en moyenne plus pauvres que les autres

communautés Angolaises. L'analyse se fera en utilisant les mesures de pauvreté absolue et de pauvreté relative.

Le tableau 1 présente les mesures de pauvreté absolue appréhendées par les indices de pauvreté de Foster-Greer-Thorbecke de 1984. La ligne de pauvreté en Angola en 2000/2001 se situe à 532.41 Kwanzas par tête et par mois<sup>6</sup>. Nous observons que la proportion des personnes se trouvant en dessous de la ligne de pauvreté est de 90.8% dans les communautés où le FAS intervient alors que cette proportion ne représente que 73.95% dans les autres communautés. Le même constat s'observe lorsque nous ne retenons que les zones urbaines. Dans les zones rurales, ce n'est pas le cas puisque la proportion des personnes en dessous du seuil de pauvreté dans les communautés où intervient le FAS est presque identique à celle des communautés non FAS. Les mêmes conclusions sont faites lorsque nous utilisons l'indice d'intensité de la pauvreté et l'indice de sévérité de la pauvreté.

L'analyse du ciblage à partir des mesures de pauvreté relative (tableau 2) montre qu'en moyenne les dépenses mensuelles des ménages dans les communautés non FAS sont significativement supérieures à celles des communautés FAS. En zone urbaine, la même différence est observée, à l'inverse dans les zones rurales, les communautés qui ont reçu les financements du FAS ont des dépenses mensuelles par équivalent adulte significativement plus important que dans les autres communautés, même si la moyenne des dépenses par équivalent adulte reste très faible dans les deux groupes. Les individus des communautés FAS dépensent en moyenne 44% moins que les individus vivant dans les autres communautés.

L'analyse du ciblage au niveau des communautés nous montre que les ménages vivant dans les communautés FAS sont en moyenne plus pauvres que les autres ménages Angolais. Mais cette analyse ne nous dit pas si la politique de ciblage du FAS a été pro-pauvre (progressive), neutre vis à vis des pauvres, et enfin régressive. La courbe de concentration figure 1 montrant la distribution des dépenses par tête dans les communautés FAS et dans le reste des communautés Angolaises permet de répondre à cette question. Si la distribution de la pauvreté parmi les ménages FAS était la même que parmi le reste de la population, le ciblage du FAS devrait être considéré comme neutre vis à vis de la pauvreté, et la courbe de concentration correspondrait à la diagonale. Mais si, le 40<sup>ème</sup> percentile des ménages FAS reçoit les mêmes ressources que le 20<sup>ème</sup> percentile de l'ensemble des ménages Angolais alors, cela montrerait que les ressources du FAS ont été allouées progressivement. Une courbe de concentration au dessus de la diagonale indique un ciblage pro pauvre.

Les courbes de concentration de l'Angola dans son ensemble, et pour les zones urbaines sont assez éloignées de la diagonale, montrant ainsi que le ciblage du FAS si nous considérons l'ensemble de l'Angola et les zones urbaines a été pro-pauvre, avec toutefois un ciblage pro-pauvre relativement plus important pour l'ensemble de l'Angola à partir du 30<sup>ème</sup> percentile (Figure 1)<sup>7</sup>. La courbe de

---

<sup>6</sup> Cette ligne de pauvreté correspond aux dépenses indispensables pour couvrir les besoins essentiels d'un individu en biens alimentaires et non alimentaires. Cette ligne de pauvreté correspond à \$ US 1.70 par jour. Le taux de change officiel en 2000 est de \$ US 1 =10.49 Kwanzas (IMF Staff Country Report No. 00/11, 2001).

<sup>7</sup> Relativement plus important parce sur l'ensemble de la distribution il n'y a pas une dominance stochastique de la courbe de concentration de l'ensemble de l'Angola sur la courbe de concentration dans les zones urbaines.

concentration pour les zones rurales se confond presque avec la diagonale, suggérant ainsi que dans ces zones le ciblage du FAS a été relativement neutre.

Les conclusions concernant le ciblage du FAS au niveau nationale sont proches de celles obtenues dans l'analyse du ciblage des autres fonds sociaux (Chase 2002, Newman et *al.* 2002; Pradhan et Rawlings 2002; Paxson et Schady 2002; Chase et Sherbune-Benz 2001) à savoir que le ciblage des fonds sociaux au niveau national est progressif. Lorsque nous faisons la distinction entre zone urbaine et zone rurale, nos résultats sont différents des études citées plus haut, dans ces études le ciblage des fonds sociaux est progressif en zone rurale et regressif en zone urbaine.

## 4.2 Méthodologie d'évaluation d'impact du FAS

Nous cherchons à estimer l'impact du FAS sur des indicateurs de résultat, c'est à dire l'impact moyen du traitement sur les traités (ATT), où le traitement ici est l'obtention d'un financement du FAS par une communauté. Le problème empirique auquel nous devons faire face est celui du manque de données sur le contrefactuel: comment aurait été les indicateurs de résultat sur les individus ou les ménages vivant dans les communautés FAS si le FAS n'avait pas existé. Notre défi est d'identifier un groupe de comparaison parmi les non participants au programme dont les indicateurs de résultat, en moyenne, fournissent une estimation non biaisé des indicateurs de résultat que les participants auraient eu en l'absence du programme.

De manière formelle, le cadre standard en évaluation d'impact pour résoudre le problème de données manquantes sur le contrefactuel est l'approche de l'indicateur de résultat potentiel ou le modèle de Roy-Rubin (Roy, 1951; Rubin, 1974). Les principaux piliers de ce modèle sont les individus, le traitement et les indicateurs de résultat potentiel. Dans le cas d'un traitement binaire, l'indicateur de traitement  $T_i$  est égale à 1 si l'individu  $i$  reçoit le traitement et 0 sinon. L'indicateur de résultat est défini comme  $Y_i(T)$  pour chaque individu  $i$ , où  $i=1, \dots, N$  et  $N$  dénote la population totale. Le gain de l'intervention ou du traitement pour un individu est  $\Delta = Y_i(1) - Y_i(0)$ . Cependant, à tout point du temps un individu est soit dans l'état de traitement et dans ce cas  $Y_i(1)$  est observé et  $Y_i(0)$  n'est pas observé, ou dans un état de non traitement, dans ce cas  $Y_i(1)$  est inobservé et  $Y_i(0)$  observé. L'indicateur de résultat inobservé est appelé countrefactuel. Le paramètre qui reçoit le plus d'attention dans la littérature en évaluation d'impact est l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT), qui est défini :

$$\Delta_{ATT} = E(\Delta | T = 1) = E(Y(1) | T = 1) - E(Y(0) | T = 1)$$

La moyenne du contrefactuel pour ceux étant traités  $E(Y(0)|T=1)$  n'étant pas observé, la stratégie d'évaluation consiste à chercher un substitut correct pour estimer  $ATT^8$ . Utiliser la moyenne de l'indicateur de résultat des individus ne participant pas au programme  $E(Y(0)|T=0)$  dans le cadre des études non expérimentales n'est pas une bonne idée, puisqu'il est probable que les variables qui déterminent la participation au programme affectent également l'indicateur de résultat. Ainsi, les indicateurs de résultat des groupes participant au programme et des groupes de comparaison auraient été différents même en l'absence du programme conduisant à un biais de sélection. Formellement ce biais de sélection peut être décrit de la manière suivante :

$$E(Y(1)|T=1) - E(Y(0)|T=0) = \Delta_{ATT} + E(Y(0)|T=1) - E(Y(0)|T=0)$$

Donc  $\Delta_{ATT} = E(Y(1)|T=1) - E(Y(0)|T=0) - E(Y(0)|T=1) + E(Y(0)|T=0)$  et l'expression

$E(Y(0)|T=1) - E(Y(0)|T=0)$  représente le biais de sélection. La vraie valeur de  $\Delta_{ATT}$  est obtenue seulement lorsque ce biais de sélection est égale à 0, ce qui est le cas dans une assignation aléatoire. Dans le cas des études non expérimentales comme la nôtre, des méthodes reposant sur des hypothèses plus ou moins testables permettent de résoudre ce problème de biais de sélection, nous utiliserons la méthode de l'appariement par score de propension et la technique de variable instrumentale.

#### 4.2.1 La méthode de l'appariement par score de propension

L'appariement par score de propension est devenu une approche largement utilisée pour estimer l'effet causal d'un traitement. Il est largement appliqué dans l'évaluation de politique active menée dans le marché du travail (Dehejia et Wahba, 1999 ; Heckman, Ichimura, et Todd, 1997), mais peut être utilisé pour évaluer des programmes dans de nombreux autres domaines. Puisque l'appariement par score de propension est une méthode non expérimentale, sa validité implique la formulation d'un certain nombre d'hypothèses. La première est l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (CIA) qui suppose qu'étant donné un ensemble de caractéristiques observables  $X$  qui ne sont pas affectées par le programme, les indicateurs de résultat potentiels sont indépendants de l'assignation au traitement :

$$Y(0), Y(1) \perp\!\!\!\perp T | X, \forall X.$$

Cela implique une sélection seulement basée sur les caractéristiques observables et que toutes les variables qui influencent l'assignation au traitement et les indicateurs de résultat potentiels soient observés par le chercheur. Il est important de remarquer que cette hypothèse est assez forte.

Il faut aussi remarquer que conditionner le traitement par l'ensemble des caractéristiques observables peut être difficile, notamment lorsque le nombre de caractéristiques observables est

---

<sup>8</sup> Estimer l'effet moyen du traitement sur les traités requière que le traitement de l'unité  $i$  affecte seulement le résultat de cette unité encore appeler *hypothèse de la valeur unitaire stable de traitement*.

important. Pour résoudre ce problème, Rosenbaum et Rubin (1983) suggèrent d'utiliser un score de propension. Ils montrent que si l'indicateur de résultat potentiel est indépendant du traitement conditionnel aux caractéristiques observables, alors cet indicateur d'impact est aussi indépendant au score de propension  $P(X)$ . Le score de propension  $P(T=1|X) = P(X)$ , c'est-à-dire la probabilité pour un individu de participer au traitement étant donnée ses caractéristiques observables  $X$ . l'hypothèse du CIA basée sur le score de propension peut s'écrire :

$$Y(0), Y(1), IIT | P(X), \forall X .$$

La seconde exigence au delà de l'indépendance est la condition de support commun. Cette condition exclut le phénomène de prédictibilité parfaite de  $T$  étant donnée  $X$  :  $0 < P(T = 1 | X) < 1$ . Cette condition assure que les individus avec la même valeur de  $X$  ont une probabilité positive d'être aussi bien participants et non participants (Heckman, Lalonde, et Smith, 1999). Etant donnée l'hypothèse de CIA respectée et considérant que la condition de support commun est respectée et appelées *strong ignorability* par Rosenbaum et Rubin (1983). L'estimateur de l'effet moyen du traitement sur les traités par l'appariement par score de propension est :

$$\Delta_{ATT}^{PSM} = E_{P(X)|T=1} \{ E[(Y(1) | T = 1, P(X)) - E[(Y(0) | T = 0, P(X))] \}$$

Dans cet article, nous choisirons comme forme fonctionnelle pour l'estimation du score de propension le modèle probit<sup>9</sup>. Les variables qui entrent dans l'équation de participation au FAS sont celles qui influencent la participation au FAS et l'indicateur d'impact, ces variables ne doivent pas avoir été affectées par le FAS<sup>10</sup>. L'analyse du ciblage du FAS montre que les communautés FAS sont relativement plus pauvres que les autres communautés. Dans les équations de participation nous incluons les variables liées aux dépenses du ménage, aux caractéristiques du logement car elles permettent d'appréhender le niveau de richesse des ménages vivant dans une communauté. Nous incluons également les caractéristiques socio démographiques du chef de ménage car il est probable par exemple que l'éducation du chef de ménage affecte à la fois l'indicateur de résultat et le processus de participation au FAS. Nous incluons enfin dans nos équations de participation des muettes représentant des zones géographiques ou des provinces, car il est probablement que certaines zones aient été privilégiées par le FAS parce que relativement plus pauvres mais aussi parce que des aspects socio culturelles propres à une région peuvent influencer les indicateurs d'impact<sup>11</sup>.

L'algorithme d'appariement que nous utiliserons est l'appariement par le voisin le plus proche avec remplacement et fixation d'une distance maximale ou *capiler* entre les scores de propension des

<sup>9</sup> Il n'existe pas de justification théorique pour le choix d'un modèle discret, en principe tout modèle discret peut être utilisé à l'exception du modèle de probabilité linéaire dont la valeur prédite peut aller au delà de 1, selon Caliendo et al. (2007), lorsque le traitement est binaire, l'estimation de la probabilité de participation versus non participation, par le modèle logit ou probit produit sensiblement les mêmes résultats.

<sup>10</sup> Heckman, Ichimura, et Todd (1997) montrent que l'omission de variables importantes peut sérieusement augmenter le biais de l'estimation résultante.

<sup>11</sup> L'approche utilisée dans notre analyse pour le choix des variables entrant dans l'équation de participation est orientée par des considérations théoriques et d'autres recherches notamment en ce qui concerne des variables affectant les indicateurs d'impact. L'introduction de ces autres variables permet de capter les préférences du FAS en matière de ciblage de projet. Nous estimons que dans le cadre de l'évaluation d'impact du FAS, ce choix est plus pertinent. D'autres techniques de choix de variables de l'équation de participation existent, mais elles reposent plus sur des tests statistiques, nous avons la méthode du taux de prédiction métrique, la méthode basée sur la signification statistique, la méthode basée sur la qualité de l'ajustement de l'équation de participation, pour une revue détaillée de ces méthodes lire Caliendo et al. (2007).

participants et des non participants au FAS. Nous reviendrons ultérieurement sur les raisons du choix de cet algorithme d'appariement pour cette évaluation d'impact du FAS<sup>12</sup>. Nous utiliserons le critère du minima et du maxima pour détermination la région de support commun entre participants et non participants au FAS où sera calculé l'ATT. Ce critère implique de supprimer tous les observations ayant un score de propension plus petit que le minimum et plus grand que le maximum du groupe opposé<sup>13</sup>. Pour apprécier la qualité de l'appariement nous utiliserons deux approches : l'approche visuelle qui consiste à comparer la densité de la distribution du score de propension des participants et des non participants à l'aide d'une fonction de densité avant et après l'appariement et le test de significativité joint ou le pseudo-R<sup>2</sup> proposé par Sianesi (2004). Cette méthode consiste à comparer le pseudo-R<sup>2</sup> de l'équation de participation avant et après l'appariement<sup>14</sup>. Les étapes décrites ci-dessus permettent d'estimer l'effet moyen du traitement sur les traités. La dernière étape consiste à calculer l'écart type permettant d'apprécier la significativité statistique de cet effet. Lechner (2002) propose d'utiliser la technique du bootstrap pour calculer la variance de l'effet moyen du traitement sur les traités. Il justifie le choix du bootstrap par le fait que la variance doit tenir compte de l'estimation du score de propension et de la restriction du calcul de l'ATT au support commun<sup>15</sup>. Nous utiliserons 500 réplifications pour obtenir l'écart-type<sup>16</sup>. Le traitement par le FAS étant fait à un niveau d'agrégation plus important que les variables que nous utilisons, qui sont des données individuelles, alors il est important d'ajuster les écarts-types au niveau de la communauté pour tenir compte de l'effet de grappe (Moulton, 1986 ; Moulton, 1990). Ne pas ajuster les écarts types tenant compte de l'effet de grappe a pour conséquence de les sous estimer menant à la possibilité d'une identification fallacieuse d'un effet significatif du traitement.

## 4.2.2 La technique de variable instrumentale

L'appariement par le score de propension repose sur l'hypothèse que la participation au FAS dépend uniquement des observables. Cette hypothèse non vérifiable peut ne pas être valide car il est probable qu'il existe des inobservables qui affectent à la fois la participation au FAS et les indicateurs de résultat, par exemple les préférences des membres de la communauté. Dans ce cas l'appariement par score de propension n'élimine pas entièrement le biais de sélection, et donc l'estimation de l'impact du FAS exige l'utilisation de la technique de variable instrumentale. Cette technique consiste à trouver au moins une variable (instrument) qui affecte la probabilité de participation d'une communauté au FAS et qui n'a pas d'impact sur l'indicateur de résultat. Nous discuterons plus tard du choix des instruments.

---

<sup>12</sup> D'autres algorithmes d'appariement existent, nous avons le *Radius Matching*, *Stratification and Interval Matching*, *Kernel* et le *Local Linear Matching*. Ces algorithmes diffèrent non seulement par la manière dont chaque individu traité est apparié mais aussi par la pondération attribuée lors de l'appariement. Pour une description détaillée de ces différentes méthodes lire Caliendo et al. (2007).

<sup>13</sup> Il existe d'autres techniques de choix de la région de support commun appelé *trimming procedure*, mais cette technique repose sur un choix arbitraire de fonction de densité et de seuil, pour plus de détails sur cette technique lire Smith et Todd (2005).

<sup>14</sup> D'autres outils existent à l'instar du test de comparaison de moyenne entre participant et non participant au programme après l'appariement, le biais standard suggéré par Rosenbaum et Rubin (1985) qui vise à calculer le biais standard imputable à la différence entre les caractéristiques des participants et des non participants avant et après l'appariement (Caliendo, Hujer, et Thomsen, 2005) et enfin Dehejia et Wahba (1999, 2002) proposent une vérification à partir du test de stratification.

<sup>15</sup> Lire Brownstone et Valletta (2001) pour une discussion de la méthode du bootstrap, cependant Imbens (2004) estime qu'il existe peu de justification formelle du bootstrap, même si cette méthode est largement utilisée.

<sup>16</sup> Le problème du choix du nombre de bootstrap a été étudié dans la littérature. Lire Andrews et Buchinsky (2000) et Davidson et MacKinnon (2001).

Soit  $y_i$  l'indicateur de résultat pour l'individu  $i$  ou le ménage  $i$ , nous souhaitons estimer l'équation suivant :

$$y_i = \beta_i x + \gamma P_i + u_i$$

où  $x$  représente les variables de contrôle supposées être exogènes et  $P$  qui est égale 1 si l'individu ou le ménage réside dans une communauté FAS et 0 sinon. Nous faisons l'hypothèse que la participation au programme est décrite par l'équation suivante :

$$P_i = \rho x_i + \eta z_i + \varepsilon_i$$

Où  $z_i$  représentent les variables instrumentales candidates pour  $P$ . Si  $\varepsilon_i$  et  $u_i$  sont corrélés alors l'estimation du paramètre  $\gamma$  est biaisé. Alors pour obtenir une estimation non biaisée de  $\gamma$ , deux restrictions d'exclusion doivent être respecté à savoir  $\text{cov}(z_i, u_i) = 0$  et  $\rho \neq 0$  (Wooldridge, 2002). Si ces deux restrictions d'exclusion sont respecté alors les variables  $z_i$  sont des instruments pour  $P$ .

### 4.3 Les indicateurs d'impact et le traitement

Dans cette évaluation d'impact nous utiliserons trois indicateurs d'impact. Le premier indicateur d'impact est lié aux mesures anthropométriques présentes dans notre base de données. En particulier, pour les enfants âgés de 0 à 5 ans nous considérons trois mesures anthropométriques, à savoir, la taille pour âge, la taille pour le poids et le poids pour âge. Ces trois mesures anthropométriques sont largement utilisées dans la littérature pour apprécier le rôle des infrastructures publiques notamment l'accès à l'eau et l'accès au centre de santé sur le statut nutritionnel (Block et Webb, 2003 ; David, Moncada, et Ordonez 2003 ; Christiaensen et Alderman 2004 ; Valdivia, 2004 ; Galiani, Gertler, et Schargodsky, 2005 ; Fay, Leipziger, Wodon, et Yepes, 2005)<sup>17</sup>. Comme dans la littérature, nous construisons des z-scores pour ces variables en les standardisant par âge et par sexe selon la population de référence de l'Organisation Mondiale de la Santé/ Centre for Disease and Control (WHO/CDC)<sup>18</sup>. Un enfant est considéré comme chroniquement mal nourri si son z-score est en dessous de -2, c'est-à-dire que sa taille est 2 écarts types en dessous de la médiane de la population de référence pour le même sexe et le même âge.

Le second indicateur d'impact est lié au système éducatif. Il vise à apprécier l'impact du FAS sur les indicateurs de performance du système éducatif à savoir le taux net de scolarisation, le taux brut de scolarisation, le gap éducatif et l'âge en première année de l'école primaire. L'appréciation de l'impact du FAS, sur ces indicateurs, concernera le niveau d'enseignement primaire dont la durée légale est de 8 années avec 4 années obligatoires et l'âge légal est de 6 à 13 ans pour l'ensemble du

<sup>17</sup> Nous considérons que la taille pour âge est l'indicateur d'impact le plus pertinent pour cette évaluation d'impact car elle est le réفلt d'une croissance linéaire. Le déficit de la taille pour âge est une indication d'une insuffisance alimentaire chronique ou de maladie fréquente mais ne peut pas être une mesure de changement nutritionnel de court terme.

<sup>18</sup> Le z-score de la taille pour âge est le HAZ, le z-score de la taille pour le poids est le WHZ et le z-score du poids pour âge est le WAZ. Par exemple, le z-score de la taille pour âge est obtenu à partir de la taille d'un enfant à laquelle on soustrait la taille médiane de la population de référence WHO/CDC du même âge et du même sexe, le tout est divisé par l'écart-type de la taille de la population de référence du même âge et du même sexe (O'Donnell, 2007).

cycle primaire et de 6 à 9 ans pour le cycle primaire obligatoire. Toutes les études précédentes sur l'impact des fonds sociaux utilisent au moins un de ces indicateurs pour apprécier l'impact des fonds sociaux sur le système éducatif. Plus généralement l'appréciation de l'impact du FAS sur ces indicateurs s'inscrit dans la littérature des effets de l'augmentation de l'offre des infrastructures scolaires notamment les écoles sur le taux de scolarisation (Birdsall, 1985; Schultz, 1988; Case et Deaton, 1999).

Le dernier indicateur d'impact est lié aux dépenses par équivalent adulte par mois. Il est probable que les financements du FAS aient eu pour effet d'augmenter le revenu et par ricochet les dépenses des ménages pauvres, même si 9% des ressources du FAS ont été allouées aux activités génératrices de revenus. L'analyse de l'impact du FAS sur les dépenses par équivalent adulte s'inscrit dans le cadre de l'analyse de programmes sociaux anti-pauvres dont le but est de réduire la pauvreté en fournissant les infrastructures de base aux pauvres grâce à l'offre de travail des membres de la communauté qui reçoivent en retour un salaire. L'analyse de l'impact du FAS sur les dépenses par équivalent adulte peut s'inscrire dans la littérature des effets de programmes anti-pauvreté sur le revenu des familles pauvres (Ravallion, 1991, 1999 ; Besley et Coate, 1992 ; et Lipton and Ravallion, 1995 ; Jyotsna and Ravallion, 2003).

L'évaluation d'impact du FAS se fera par type d'investissement financé par le FAS. Le traitement dans notre analyse consiste pour une communauté (*comunas*) à recevoir ou non un type d'investissement (santé, eau et assainissement ; éducation ; santé, eau et assainissement, éducation et activités génératrices de revenus)<sup>19</sup>. Nous évaluerons l'impact du financement des projets en infrastructures de santé, en eau et en assainissement sur les mesures anthropométriques, l'impact du financement des projets dans le domaine de l'éducation sur les indicateurs du système scolaire et l'impact de l'ensemble des financements y compris ceux liés aux activités génératrices de revenus sur les dépenses des ménages.

## **5 Evaluation d'impact du FAS par l'appariement par score de propension**

### **5.1 Statistique descriptive**

Dans la première partie de cette section nous présenterons les statistiques liées aux ménages, les statistiques liées aux indicateurs de résultats à savoir : les données anthropométriques, le niveau de scolarisation. Le tableau 3 présente les statistiques descriptives liées aux caractéristiques socio démographiques des ménages, au niveau d'accès par ces ménages de certaines infrastructures publiques telles que l'eau, l'électricité. Les informations sur les *comunas* obtenues à l'aide de la monographie de l'Angola élaborée en 2000 par le ministère du plan montrent que les 7 *provincia* de l'IDR 2000/2001 regroupent au total 189 *comunas* avec une population moyenne de 36412 habitants,

---

<sup>19</sup> En Angola, il existe quatre niveaux dans l'organisation administrative du territoire, au premier niveau nous avons les *Provincia*, puis les *Município*, ensuite les *Comuna* et enfin les *Bairro/Aldeia* qui sont des quartiers urbains/village ruraux.

ce qui représente un nombre d'habitants relativement important par *comunas*. Les données de l'IDR 2000/2001 sont issues de 50 *comunas*.

Les ménages des *comunas* considérés ici ont une taille relativement importante, environ 8 personnes par ménages. L'âge moyen du chef de ménage est d'environ 42 ans. Près de 80% des ménages sont tenus par des hommes qui dans la plupart des cas savent lire et écrire une phrase en portugais (82.3%). Une proportion relativement élevée (82.35%) de chef de ménage déclare avoir travaillé au cours des 7 derniers jours précédents l'enquête. En peu plus du tiers des ménages (34.38%) déclare avoir été déplacé. Les groupes ethniques les plus importants sont les *kimbundo* (26.05%) puis les *portugues* (23.41%) et enfin les *umbundo* (17.17%). La moyenne des dépenses par équivalent adulte par mois est de 411.42 Kwanzas Angolais. Si Ce chiffre correspond à une dépense journalière par tête de \$US1.26 alors que le seuil de pauvreté est fixé à \$US 1.70 par jour, elle cache néanmoins des fortes disparités matérialisées par un écart type supérieur à la moyenne.

Le tableau 4 présente certaines caractéristiques du logement des ménages ainsi que la possession de certains biens durables par ses ménages. Concernant l'accès aux infrastructures publiques telles que l'électricité et l'eau, 52.84% des ménages ont accès à l'électricité. La grande majorité des ménages (37.02%) ont accès à l'eau grâce aux citernes ambulantes. Peu de ménages (20.57%) sont propriétaires de la maison dans laquelle ils résident, et plus de la moitié sont construites en ciment ou en brique (64.59%). La majorité des ménages ont une radio (72.76%) et seulement 11.2% disposent d'une voiture.

Les statistiques sur les données anthropométriques Tableau 5 des enfants âgées de 0 à 5 ans montrent que ces enfants présentent un déficit très important en taille pour âge, assez important en poids pour âge et un faible déficit en poids pour taille même si la variabilité de ce dernier indicateur est importante<sup>20</sup>. Lorsque nous divisons l'échantillon en distinguant les garçons des filles, nous observons que les filles ont, en moyenne, sur tous ces indicateurs anthropométriques des performances meilleures que celles des garçons. Comme le note Svedberg (1990), ce fait a été observé au cours des 40 dernières années sur des données d'Afrique au Sud du Sahara. Lorsque nous scindons ces indicateurs anthropométriques en quatre groupes d'âge (0-12 mois, 12-24 mois, 24 -36, 36-60 mois), nous constatons que les moyennes des z-scores sont meilleures pour les plus jeunes enfants (0-12 mois) par rapport à ceux des autres groupes d'âge. La catégorie d'âge de 12 à 24 mois présente les déficits les plus importants pour toutes les mesures anthropométriques considérées. L'Organisation Mondiale de la Santé utilise les mesures anthropométriques comme critère de classification de la malnutrition, l'indicateur le plus utilisé pour cette classification est le HAZ. Un enfant est modérément mal nourri si son z-score est inférieur à -2 et sévèrement mal nourri si son z-

---

<sup>20</sup> Dans l'analyse des z-scores, il est important de tenir compte des problèmes d'erreur de mesures sur le poids, la taille, l'âge des enfants, des erreurs liées au codage ou à l'entrée des données qui quelques fois sont à l'origine des valeurs de z-scores biologiquement impossibles. OMS recommande pour l'analyse d'utiliser des z-scores compris dans des intervalles prédéfinis par elle. Si la moyenne du z-score obtenue de la base sans traitement préalable est supérieur à -1.5, ce qui est notre cas (les moyennes du HAZ, WAZ, WHZ sont respectivement de -0.93, -1.09 et de -0.31) l'OMS recommande d'utiliser un intervalle d'exclusion fixe. Cette méthode suggère d'exclure pour le HAZ les z-scores strictement inférieur à -5 et strictement supérieur à 3, pour le WAZ les z-scores strictement inférieur à -5 et strictement supérieur à 5, et enfin pour le WHZ les z-scores strictement inférieur à -4 et strictement supérieur à 5 (O'Donnell, 2007).

score est inférieur à -3. A partir du tableau 6, nous remarquons qu'environ 36% des enfants peuvent être considérés comme chétif "*shortness*".

Le tableau 7 présente le taux net de scolarisation à l'école primaire. Le taux net de scolarisation (TNS) est de 51.97% impliquant que, près de la moitié des enfants en âge d'aller à l'école primaire ne sont pas scolarisés. Il n'existe pas de différence significative entre garçon et fille. Ce taux est de 45.67% dans le cycle obligatoire de l'école primaire. Le taux brut de scolarisation (TBS) dans le primaire est de 71%, ce qui suppose qu'un peu moins du quart des enfants scolarisés dans le primaire ont un âge supérieur à l'âge officiel. Cela peut s'expliquer par une entrée tardive dans le système scolaire ou par des redoublements importants, ce qui est confirmé par l'âge moyen en première année du cycle primaire qui est de 8 ans et le gap éducatif de 2.12 années.

## **5.2 Impact des financements en infrastructures de santé, d'eau et assainissement**

L'analyse est restreinte à quatre provinces (Cabinda, Luanda, Benguala, Namibe) parce que dans ses provinces, nous avons à la fois des communautés FAS et des communautés non FAS. L'équation de participation (tableau 8) montre que les variables géographiques sont fortement significatives reflétant le fait que le FAS ait délibérément choisi certaines zones relativement plus pauvres, puisque un niveau élevé de dépenses par équivalent adulte réduit fortement la probabilité d'un enfant d'être membre d'un ménage résidant dans une communauté FAS. Les enfants membres des ménages dont le chef a un niveau d'éducation élevé ont une forte probabilité d'appartenir à une communauté FAS. Le pseudo-R<sup>2</sup> est égale à 0.35 indiquant une assez bonne explication de la participation au FAS par les variables explicatives du modèle. Nous utilisons comme algorithme d'appariement la méthode du voisin le plus proche avec remplacement et en fixant une distance maximum entre les scores de propension des participants au FAS et des non participants. Le choix de cette technique d'appariement se justifie par la faiblesse du chevauchement existant entre les deux groupes. Le score de propension moyen obtenu pour les non participants au programme à partir du tableau 8 est de 0.173 (avec un écart type de 0.180). Ce score de propension est assez faible par rapport à la moyenne du score de propension des participants au FAS, qui est de 0.660(0.304), montrant ainsi qu'il existe une différence importante en termes de caractéristiques observables entre les deux groupes. Cette différence peut également s'observer grâce à la représentation sous forme de densité de distribution des scores de propension avant l'appariement figure 2.

Si la procédure d'appariement est parfaite, les densités de distribution des scores de propension entre les participants au FAS et le groupe de comparaison doivent être identiques, ce qui est obtenu à la figure 3. Nous pouvons alors estimer que l'appariement élimine le biais de sélection. Au-delà de l'examen visuel des densités de distribution des scores de propension, des tests existent pour apprécier la qualité du processus d'appariement, nous utiliserons deux tests ici. Le premier consiste à faire un test de comparaison de moyenne sur toutes les caractéristiques présentes dans l'équation de participation, le tableau 9 montre qu'il n'existe pas de différence significative entre les deux groupes pour toutes les variables qui entrent dans l'équation de participation, à l'exception du groupe d'âge du chef de ménage. Le second test consiste à calculer le pseudo-R<sup>2</sup> uniquement sur les

données appariées. Le pseudo-R<sup>2</sup> obtenu sur données appariées est de 0.001 et la p-value du test de significativité joint est de 0.53 suggérant ainsi qu'aucune variable n'explique plus la participation au FAS. Comme dernier test de validité de l'appariement, nous avons calculé le biais standard, avant l'appariement sa moyenne est de 48.76% et après l'appariement ce biais est de 1.93%. L'appariement est considérée de bonne qualité si la valeur du biais standard est en dessous de 3% ou de 5% (Lechner, 1999 ;Sianesi, 2004 ; Caliendo,Hujer, et Thomsen, 2005).

Le tableau 10 montre l'effet du traitement sur les traités pour les différentes mesures anthropométriques, les écarts-types sont obtenus en faisant du bootstrap avec 500 réplifications et en ajustant à chaque réplication ces écarts types pour tenir compte de la corrélation intra- communauté. Les résultats obtenus montrent que pour le HAZ, l'effet moyen du traitement sur les traités est de 0.25 écart type du z-score avec un écart type égale à 0.13. Le FAS a eu un impact positif et significatif sur HAZ. Le FAS n'a pas eu d'impact sur les deux autres mesures anthropométriques à savoir le WAZ et le WHZ. Ces mesures anthropométriques et surtout le WHZ reflètent des carences alimentaires de cours terme. Nos résultats sont donc plausibles dans la mesure où le FAS a du avoir un impact uniquement sur des variables qui captent des changements structurelles ou de long terme<sup>21</sup>.

### **5.3 Impact des financements dans le système éducatif**

Le but de cette section est d'estimer l'effet ou pas des financements du FAS en rénovation et en construction de salle de classe sur un certain nombre d'indicateur de performance du système scolaire à savoir : le taux net de scolarisation, le taux brut de scolarisation, le gap éducatif, et l'âge en première année d'école primaire.

L'équation de participation (tableau 11) présente les observables susceptibles d'affecter la probabilité pour un enfant de résider dans une communauté ayant reçue des financements pour la rénovation et la construction des écoles mais aussi d'avoir des effets sur sa scolarisation<sup>22</sup>. Le tableau 11 montre que le ciblage du FAS a été relativement moins important pour les financements dans le système éducatif, puisque une des variables géographiques n'est plus significative mais aussi le logarithme des dépenses par équivalent adulte. Par contre le niveau d'éducation du chef de ménage augmente la probabilité pour un enfant de résider dans une communauté FAS. La probabilité d'un enfant de résider dans une communauté FAS augmente également lorsqu'il appartient à une famille déplacée de guerre. Les figures 4 et 5 montrent respectivement les densités des distributions des scores de propension, avant et l'après l'appariement. Comme nous pouvons le constater les deux densités de distribution semblent identiques après l'appariement. La procédure d'appariement que nous utilisons dans ce cas est celle du voisin le plus proche sans remplacement et avec fixation d'un seuil maximum de distance entre les scores de propension des participants et des non participants au FAS. L'appariement se faisant à l'intérieur du support commun. Nous avons également testé la qualité

---

<sup>21</sup> Nous avons également utilisé d'autres algorithmes d'appariement, nous trouvons des résultats identiques à ceux trouvés avec l'algorithme du voisin le plus proche avec remplacement.

<sup>22</sup> Dans cette équation de participation, l'omission de certaines variables pouvant affecter à la fois la participation au FAS et la scolarité d'un enfant et par ailleurs absente de notre base de données comme l'accessibilité à l'école capter le plus souvent par la distance de la maison à l'école, la qualité des infrastructures scolaires ne constitue pas un problème puisqu'il est probable que les financements du FAS ait eu un effet sur ces caractéristiques.

de l'appariement. De ce test il ressort qu'il n'existe plus de différence significative entre les moyennes des observables des deux groupes, la p-value du test de significativité joint est de 0.73, le pseudo R<sup>2</sup> de 0.004 et le biais standard est de 4.35%.

Après 500 répliques du bootstrap et ajustement des écarts-types au niveau communauté, le tableau 12 montre l'impact du FAS sur les indicateurs du système scolaire, le taux net de scolarisation dans les communautés FAS est de 10.8 points de pourcentage plus grand que dans les communautés non FAS, mais cette différence n'est pas significative. Le FAS n'a pas eu d'effet sur le gap éducatif des enfants en âge d'être scolarisés à l'école primaire, il n'existe pas de différence significative entre le gap éducatif des enfants dans les deux groupes. Lorsque nous considérons l'âge moyen d'un enfant en première année du cycle primaire, il est de 8.04 ans alors que la normale est de 6 ans, peut être le FAS en rénovant et en construisant les salles de classe a fait baisser cet âge moyen. Au vue du tableau 12, nous concluons qu'il n'existe pas de différence significative entre l'âge moyen en première année du cycle primaire des élèves résidant dans les communautés FAS et l'âge moyen en première année du cycle primaire dans les communautés non FAS. Le tableau 12 nous montre que les communautés FAS ont un taux brut de scolarisation de 8 points de pourcentage supérieur au taux brut de scolarisation des communautés non FAS, mais cette différence n'est pas significative lorsque nous tenons compte de la corrélation entre les individus à l'intérieur des communautés.

Nos résultats montrent que le taux net de scolarisation et le taux brut de scolarisation sont toujours plus élevés dans les communautés FAS que les communautés non FAS, et ceux de manière significative avant la prise en compte de la corrélation entre les individus à l'intérieur des communautés. Mais une fois cette corrélation prise en compte par l'ajustement des écarts-types cette différence n'est plus significative suggérant peut être un niveau important d'agrégation du traitement ne permettant pas de distinguer un effet du traitement sur les traités.

#### **5.4 Impact du FAS sur les dépenses par équivalent adulte**

Puisque le financement des activités génératrices et la construction des infrastructures financées par le FAS requièrent une main d'œuvre locale, le but de cette section est d'estimer l'impact de cette participation sur le revenu et par ricochet sur les dépenses des ménages vivant dans les communautés FAS. Le tableau 13 montre l'équation de participation pour l'ensemble des projets financés par le FAS, comme dans les cas précédents les variables géographiques sont fortement significatives. Un ménage vivant dans la province de Luanda a peu de chance de résider dans une communauté FAS, lorsque nous considérons l'ensemble des financements du FAS. Un ménage dont le chef de famille n'a pas d'emploi a une forte probabilité de résider dans une communauté FAS. Une constante, les ménages déplacés par la guerre ont une forte probabilité de résider dans une communauté FAS. Nous avons omis des variables comme le revenu puisque si les FAS a eu un impact sur les dépenses, cet impact s'est d'abord traduit par une variation du revenu.

La procédure d'appariement que nous avons utilisé est celle du voisin le plus proche, sans remplacement et avec fixation d'une distance maximale entre les scores de propension des participants

et des non participants. Les figures 6 et 7 montrent les densités des distributions des scores de propension avant et après l'appariement. Comme le montre la figure 7, les densités des distributions de scores de propension des groupes participant au programme et des groupes de comparaison sont quasiment identiques, donc il n'existe plus après l'appariement de différence entre les moyennes des observables des deux groupes et toute différence sur l'indicateur de résultat peut être attribuée au FAS. Le pseudo-R<sup>2</sup> sur données appariées est de 0.002 et la p-value du test de significativité jointe est de 0.97, montrant ainsi qu'aucune variable n'explique la participation au FAS. Le biais statistique est de 2.14% après l'appariement.

Le tableau 14 montre qu'il n'existe pas après appariement de différence significative entre les dépenses par équivalent adulte des deux groupes, et donc pas d'impact du FAS sur les dépenses par équivalent adulte. Malgré l'absence d'effet du FAS sur les dépenses par équivalent adulte, les dépenses par équivalent adulte des communautés non FAS sont supérieures de 10% à celle des communautés FAS, même si cette différence n'est pas significative<sup>23</sup>.

## **6. Techniques de variable instrumentale et estimation basée sur la régression avec variables de contrôle**

L'appariement par score de propension repose sur l'hypothèse que la participation au programme dépend seulement des observables. Cette hypothèse difficilement vérifiable peut conduire à des conclusions erronées quant au succès ou pas du programme. Cette limite est particulièrement importante dans le cas du FAS où la participation au programme n'est pas aléatoire mais dépend de l'aptitude d'une communauté à faire des propositions pour un projet spécifique. Les caractéristiques inobservables qui amènent les communautés à faire une demande de financement peuvent être corrélées avec l'indicateur de résultat. Par exemple les *comuna* pauvres où les habitants commencent à prendre conscience de la santé des enfants, de l'éducation des enfants pourraient connaître une augmentation d'enfants en bonne santé, connaître une augmentation du taux de scolarisation et aussi être plus enclin, à faire des demandes de financement auprès du FAS en infrastructures sociales que des *comunas* de même niveau de pauvreté. Des caractéristiques inobservables et fixes à certaines *comunas* peuvent être à l'origine, qu'à niveau de pauvreté égale aux autres *comunas*, ces *comunas* soient plus à même à envoyer par exemple les enfants à l'école et à rédiger des propositions pour des demandes de financement. Dans cet exemple, une association entre la participation au programme et l'indicateur de résultat peut être liée à l'existence d'une troisième variable, variable inobservée pouvant être fixe ou variable. Les effets fixes au niveau *comunas* permet de prendre en compte l'existence des variables fixes dans le temps. L'utilisation de la technique de variable instrumentale

---

<sup>23</sup> Nous avons aussi estimé l'impact du FAS sur les dépenses par équivalent adulte en utilisant une autre définition restrictive de la variable traitement. Les communautés participant au financement du FAS dans ce cas étant celles ayant reçues uniquement des financements pour la création des activités génératrices de revenus et des projets économiques, nous ne trouvons pas d'impact significatif du FAS sur les dépenses par équivalent adulte. Après l'appariement les communautés non FAS ont des dépenses par équivalent adulte de 15 point de pourcentage supérieur à celle des communautés FAS, différence marginalement significative puisque la p-value est de 0.075.

permet de résoudre le problème des inobservables variant dans le temps. L'estimation non biaisée de l'impact du FAS suppose donc d'identifier au moins une variable non corrélée avec le terme d'erreur de l'équation structurelle de l'indicateur de résultat mais corrélée avec la participation du *comuna* au programme.

## 6.1 Stratégie d'identification

Toute stratégie d'identification repose sur le choix des instruments qui satisfont aux deux restrictions d'exclusion. La politique des fonds sociaux est de cibler des zones relativement plus pauvres, ce qui a été le cas pour le FAS comme nous l'a montré dans l'analyse du ciblage. Une variable qui appréhende le niveau de pauvreté au niveau d'une *comuna* mais non corrélée avec le terme d'erreur de l'équation structurelle de la variable de résultat peut être un instrument pour l'obtention des financements du FAS. L'instrument que nous considérons est la proportion de personne dans la *comuna* qui déclare ne pas avoir accès à la terre. Comme le montre les études sur la pauvreté chronique (Hulme et Shepherd, 2003 ; Howe et McKay, 2007), l'accès à la terre est fortement corrélé avec le niveau de pauvreté, et dans certains cas des politiques de lutte contre la pauvreté se matérialisent par des réformes agraires qui sont génératrices de revenus (Besley et Burgess, 2000 ; Finan, Sadoulet, et de Janvry, 2004 ; Scott, 2000; Gunning et *al.*, 2000)<sup>24</sup>. Il est probable qu'après avoir contrôlé pour un grand nombre d'observables susceptibles d'être corrélés avec la possession de la terre, qu'il n'existe plus de corrélation entre cette variable et le terme d'erreur de l'équation structurelle. Dans un pays post-conflit comme l'Angola qui a connu 27 années de guerre civile, le lien social peut être faible de telle manière que les communautés sans l'aide d'association divers soient incapables de formuler de proposition pour les financements, dans ce cas le FAS peut elle-même cibler des zones qui recevront des financements. Si aucune variable en dehors de l'éligibilité qui repose exclusivement sur le niveau de pauvreté de la *comuna* n'explique le choix du FAS alors dans ce cas l'assignation au programme peut être considérée comme aléatoire et la variable de participation n'est plus endogène. Pour cette raison, nous décidons de réaliser pour chaque estimation de l'impact du FAS le test de Durbin-Wu-Hausman d'endogénéité de la participation au FAS.

## 6.2 Estimation de l'impact du FAS sur les mesures anthropométriques

Avant d'estimer l'impact du FAS sur les mesures anthropométriques, nous réalisons d'abord le test de Durbin-Wu-Hausman. Nous présenterons seulement l'équation de la forme réduite du HAZ. L'équation de forme réduite (tableau 15 colonne 1) montre qu'il existe une corrélation positive et significative entre la probabilité d'obtenir des financements du FAS et la proportion de ménages dans la communauté qui déclare ne pas posséder la terre. Comme le montre le  $R^2$  de Shea (1997) et le F-statistique de l'équation de la forme réduite, notre instrument ne peut pas être considéré comme un

---

<sup>24</sup> A notre connaissance la seule évaluation d'impact d'un fond social qui utilise la méthode de variable instrumentale est celle réalisée au Pérou par Paxson et Schady (2002). Les auteurs utilisent comme instrument de participation au programme un indice composite construit à partir des données pre-programme sur l'accès à l'eau potable, à l'électricité, à l'école, les mesures de malnutrition chronique, et en fin le taux d'alphabétisation.

instrument faible. Le même résultat est obtenu lorsque nous considérons le WAZ et le WHZ. Le test d'endogénéité de la variable de participation au FAS donne une p-value de 0.27 pour le HAZ, de 0.35 pour le WAZ et de 0.079 pour le WHZ. Nous pouvons donc conclure à une absence de corrélation entre le terme d'erreur de l'équation structurelle et la participation au FAS<sup>25</sup>. Toute la crédibilité de ce résultat dépend bien sûr de l'absence de corrélation entre l'instrument et le terme d'erreur de l'équation structurelle. Il est probable qu'après avoir contrôlé pour plusieurs variables cette corrélation soit faible ou nulle. Puisque nous ne pouvons tester cette hypothèse, il est difficile de postuler cette absence de corrélation de manière formelle.

L'estimation de l'impact du FAS avec prise en compte des effets fixes au niveau *comuna*, montre un effet positif et significatif du FAS sur le HAZ de l'ordre de 0.12 écart type de z-score (Tableau 15 colonne 2), le FAS a eu un impact de 0.12 écart type de z-score. Ce résultat confirme celui trouvé avec l'appariement par score de propension, pourtant la prise en compte des effets fixes atténue l'impact du FAS sur le HAZ.

Lorsque nous considérons les autres mesures anthropométriques à savoir le WAZ et le WHZ caractéristiques des carences nutritionnelles de court terme, nous remarquons que le FAS n'a pas d'impact sur le WAZ (Tableau 15 colonne 3). Lorsque nous considérons l'équation du WHZ, le coefficient devant la variable de participation au FAS est marginalement significatif et négatif (Tableau 15 colonne 4). Ce résultat confirme l'idée selon laquelle le FAS a eu un effet sur le HAZ qui capte des changements nutritionnels de long terme.

### **6.3 Estimation de l'impact du FAS sur le système éducatif**

Certes les données de l'IDR 2001 comportent un module sur l'éducation mais elles ne nous permettent pas d'estimer une équation de scolarisation sans être confronté à un sérieux problème de biais de variables omises. Nous ne disposons que des informations sur les enfants et sur le ménage alors que la scolarisation d'un enfant dépend de l'accès à l'école, notamment de la distance entre l'école et lieu d'habitation de l'enfant, de la qualité des infrastructures scolaires, de l'expérience et de la formation des enseignants (Glewwe, 2002). Dans le cas du FAS comme dans d'autres fonds sociaux, la construction ou la rénovation des infrastructures scolaires a pu s'accompagner d'un accroissement de l'offre notamment en terme d'enseignants et d'équipements pédagogiques pour les écoles construites ou rénovées. Il est donc probable que le financement par le FAS soit fortement corrélé au terme d'erreur à cause de variables omises liées aux infrastructures scolaires et donc peut engendrer un problème d'endogénéité de la variable de participation au FAS. Dans cette section, à cause du problème de données et de la qualité des estimations qui peut en résulter nous estimerons uniquement l'impact du FAS sur le taux brut de scolarisation. L'objectif étant d'apprécier si le FAS a permis une scolarisation plus accrue. L'équation de la forme réduite (Tableau 16 colonne 1) montre qu'il existe une corrélation positive et significative entre la participation au FAS et la proportion des personnes qui déclarent ne pas disposer de terre. La p-value du test de Durbin-Wu-Hausman est égale à 0.0290, ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse d'absence de corrélation entre la participation au

---

<sup>25</sup> Nous ne présentons pas les résultats ici, mais nous avons effectué ce même test en utilisant les autres indicateurs de résultats des mesures anthropométriques à savoir le WAZ et le WHZ.

FAS et le terme d'erreur, seul une procédure de variable instrumentale permet d'avoir un coefficient non biaisé de l'impact de la participation au FAS sur le taux brut de scolarisation. Après instrumentation de la participation au FAS, le tableau 16 colonne 2 montre un impact positif et significatif de la participation au FAS par une communauté sur le taux brut de scolarisation. La participation au FAS accroît le taux brut de scolarisation de 10.6 points de pourcentage.

## 6.4 Estimation de l'impact du FAS sur les dépenses par équivalent adulte

Dans cette section nous estimons l'impact de l'ensemble des financements du FAS y compris le financement d'activités génératrices de revenu sur les dépenses par équivalent adulte. Comme le montre le tableau 17 colonne 1, il existe une corrélation significative et positive entre l'obtention des financements du FAS et la proportion des personnes dans la communauté qui déclarent ne pas disposer de la terre. La p-value du test de Durbin-Wu-Hausman est de 0.34 et donc nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'absence de corrélation entre la participation au FAS et le terme d'erreur de l'équation structurelle. Nous estimons l'impact du FAS en tenant compte des effets fixes au niveau des communautés. Les résultats montrent que les financements du FAS n'ont pas eu d'impact sur les dépenses par équivalent adulte (tableau 17 colonne 2).

## 7 Conclusion

Dans cet article, nous avons analysé le ciblage et l'impact du Fond Social Angolais dans sa phase I et II, sur le bien être des participants au programme. Les indicateurs de résultat utilisés pour l'évaluation d'impact sont les mesures anthropométriques des enfants de moins de 5 ans, les variables de scolarisation dans le primaire, et les dépenses des ménages. Le ciblage du FAS I et II a été pro pauvre. L'assignation au programme n'étant pas faite de manière aléatoire, nous avons utilisé comme méthode d'évaluation d'impact, l'appariement par score de propension et la méthode de variable instrumentale. L'application de la méthode d'appariement par score de propension fondée sur l'hypothèse de la sélection basée sur les observables montrent que le FAS I et II a une un impact positif et significatif sur le HAZ qui est une mesure anthropométrique permettant d'apprécier des carences nutritionnelles de long terme chez des enfants, le FAS I et II n'a pas eu d'impact sur les variables de scolarisation et sur les dépenses des ménages.

L'appariement par score de propension étant fondée sur une hypothèse restrictive et ne prenant pas en compte les effets fixes variant et invariant dans le temps, nous a conduit à utiliser dans la seconde partie de cet article la méthode de variable instrumentale. Nous utilisons comme instrument la proportion des ménages dans une *comuna* qui déclarent ne pas posséder de terre. Nous pensons que cette variable peut être un proxy du niveau de pauvreté d'une *comuna* et donc est corrélée avec la participation au FAS sans être corrélée avec les inobservables affectant les variables de résultat. Même si cette hypothèse est plausible et est confirmée par des tests notamment pour la seconde restriction

d'exclusion, il est difficile de tester formellement la première restriction d'exclusion. L'application de cette méthode et la prise en compte des effets fixes invariants dans le temps montre que le FAS I et II a eu un impact sur le HAZ, confirmant ainsi le résultat trouvé avec la méthode d'appariement par score de propension. Le FAS I et II a également eu un impact sur le taux brut de scolarisation dans le primaire. Le FAS n'a pas eu d'impact sur les dépenses des ménages.

Ces résultats sur le FAS I et II sont proches de ceux obtenus dans l'évaluation d'impact d'autres fonds sociaux, montrant que, même dans les pays post conflit ravagés par plusieurs années de guerre civile, donc les liens sociaux ont été détruits, la fourniture des infrastructures sociales de base permet de réduire la pauvreté. Les données que nous avons utilisées dans cette évaluation d'impact n'ont pas été collectées spécifiquement pour l'étude, donc il n'est pas possible pour nous de construire de modèle logique montrant comment et pourquoi le FAS a eu des effets sur le HAZ, le taux brut de scolarisation. Des données sur la distance du lieu de résidence du ménage à la borne fontaine, l'existence, la qualité et la fréquentation des centres de santé, la qualité des infrastructures scolaires dans le primaire nous auraient permis de mieux comprendre pourquoi le FAS I et II a eu un impact .

## Bibliographie

- Andrews, D. W. K., and M. Buchinsky (2000): "A Three-Step Method for Choosing the Number of Bootstrap Repetitions," *Econometrica*, 68(1), 23–52.
- Arcand, J.-L., and L. Bassole (2006): "Does Community Driven Development Work? Evidence from Senegal," processed, CERDI-CNRS, Université d'Auvergne, Mars.
- Besley, T. and Burgess, R. (2000): "Land Reform, Poverty Reduction and Growth: Evidence from India", *Quarterly Journal of Economics*, 115 (2), 389-430.
- Besley, T. and Coate, S. (1992), "Workfare vs. Welfare: Incentive Arguments for Work Requirements in Poverty Alleviation Programs", *American Economic Review*, 82:249-261.
- Birdsall, N. (1985): "Public inputs and child schooling in Brazil". *Journal of Development Studies* 35 (2): 54-71.
- Block, S., and P. Webb (2003): "Nutrition Knowledge and Parental Schooling as Inputs to Child Nutrition in the Long and Short Run," Nutrition Working Paper No.3.
- Caliendo, M., R. Hujer, and S. Thomsen (2005): "The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany-A Microeconomic Evaluation", Discussion Paper No. 1512, IZA, Bonn.
- Caliendo M. and Kopeinig S. (2007), "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", *Journal of Economic Surveys*, forthcoming.
- Case, A., and A. Deaton. (1999). "School inputs and educational outcomes in South Africa". *Quarterly Journal of Economics* 114 (3): 1047-1984.
- Chase, R. (2002) : "Supporting Communities in Transition : The Impact of the Armenian Social Investment Fund" *World Bank Economic Review*, 16(2), 219-240.
- Chase, R. S. and L. Sherburne-Benz (2001): "Household Effects of Community Education and Health Initiatives: Evaluating the Impact of the Zambia Social Fund," mimeo, January.
- Christiaensen, L., and H. Alderman (2004): "Child Malnutrition in Ethiopia: Can Maternal Knowledge Augment the Role of Income?," *Economic Development and Cultural Change*, 52, 287–312.
- Cruz, L. M., and M. J. Moreira (2005): "On the Validity of Econometric Techniques with Weak Instruments. Inference on Returns to Education Using Compulsory School Attendance Laws," *The Journal of Human Resources*, 40(2), 393-410.
- David, V., M. Moncada, and F. Ordonez (2004): "Private and public determinants of child nutrition in Nicaragua and Western Honduras," *Economics & Human Biology*, 2(3), 457–488.
- Davidson, R., and J. G. MacKinnon (2001): "Bootstrap Tests: How Many Bootstraps?," Queen's University, Department of Economics in its series Working Papers with number 1036.
- Dehejia, R. H., and S. Wahba (1999): "Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs", *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1053-1062.
- Dehejia, R. H., and S. Wahba (2002): "Propensity Score Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies", *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151-161.

Evia, J. L., Newman, J., Pradhan, M., Ramiro, C., Rawling, L. B., Ridder, G. (2002): "An Impact Evaluation of Education, Health, and Water Supply Investments by the Bolivian Social Investment Fund" *World Bank Economic Review*, 16(2), 241-274.

Finan, F., Sadoulet, E., and de Janvry, A. (2005) : "Measuring the poverty reduction potential of land in rural Mexico", *Journal of Development Economics*, 77(1), 27-51.

Galiani, S., P. Gertler, and E. Schargrodsky (2005): "Water for Life: The Impact of Privatization of Water Services on Child Mortality," *Journal of Political Economy*, 113(1), 83-120.

Gunning, J. W., Hoddinott, J., Kinsey, B., Owens, T. (2000): "Revisiting forever gained: income dynamics in the resettlement areas of Zimbabwe, 1983-96," *Journal of Development Studies*, 36 (6), 131-154.

Glewwe, P. (2002): "Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes", *Journal of Economic Literature*, 40(2), 436-82.

Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd (1997): "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, 64(1), 605-654.

Heckman, James, Robert LaLonde, and Jeffrey Smith. 1999. "The economics and econometrics of active labor market programs." In Orley Ashenfelter and David Card, Eds., *Handbook of Labor Economics* Vol. III. Amsterdam, North-Holland.

Howe, G., and MCKAY, A. (2007): "Combining Quantitative and Qualitative Methods in Assessing Chronic Poverty: The Case of Rwanda", *World Development*, 35(2), 197-211.

Hulme, D., and Shepherd, A. (2003): Conceptualising chronic poverty. *World Development*, 31(3), 411-423.

Imbens, G. (2004): "Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review", *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 4-29.

Jyotsna Jalan and Martin Ravallion (2003): "Estimating the Benefit Incidence of an Antipoverty Program", *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(1), 19-30.

Lechner, M. (2002): "Some practical issues in the evaluation of heterogenous labour market programmes by matching methods", *Journal of the Royal Statistical Society*, 165, 59-82.

Lipton, M., and Ravallion, M. (1995), "Poverty and Policy", in Jere Behrman and T.N. Srinivasan (eds) *Handbook of Development Economics Volume 3* Amsterdam: North-Holland.

Moulton, B. R. (1986): "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates," *Journal of Econometrics*, 32(3), 385-397.

Moulton, B. R. (1990): "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on MicroUnits," *Review of Economics and Statistics*, 72(2), 334-338.

O'Donnell, O., E. van Doorslaer, A. Wagstaff, M. Lindelow (2007): "Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation," Washington, DC, The World Bank.

- Paxson, C. and Schady, N. R. (2002): "The Allocation and Impact of Social Funds: Spending on School Infrastructure in Peru", *World Bank Economic Review*, 16(2), 297-319.
- Pradhan and L.B.Rawlings (2002): "The Impact and Targeting of Social Infrastructure Investments: Lessons from Nicaraguan Social Fund", *World Bank Economic Review*, 16(2), 275-295.
- Ravallion, Martin, 1991, "Reaching the Rural Poor Through Public Employment: Arguments, Evidence and Lessons from South Asia", *World Bank Research Observer* 6, 153-75.
- Rosenbaum, P., and D. Rubin (1983): "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70, 41-50.
- Rosenbaum, P., and D. Rubin (1985): "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score", *The American Statistician*, 39, 33-38.
- Roy, A. (1951): "Some Thoughts on the Distribution of Earnings", *Oxford Economic Papers*, 3, 135-145.
- Rubin, D. (1974): "Estimating Causal Effects to Treatments in Randomised and Nonrandomised Studies", *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701.
- Shea, J. (1997): "Instrument Relevance in Multivariate Linear Models: A Simple Measure," *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 348-352.
- Scott, C.D.( 2000): "Mixed fortunes: a study of poverty mobility among small farm households in Chile, 1968-86", *Journal of Development Studies* ,36 (6), 155-180.
- Schultz, T. P. (1988): "Education investment and returns". In *Handbook of Development Economics*, vol I. , eds. H. Chenery and T. N. Srinivasan. Amsterdam: North Holland Publishing.
- Sianesi, B. (2004): "An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden", *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133-155.
- Smith, Jeffrey, and Petra Todd. 2001. "Reconciling Conflicting Evidence on the Performance of Propensity-Score Matching Methods." *The American Economic Review, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association* 91(2): 112-118.
- Smith, J., and P. Todd (2005): "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?", *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305-353.
- Smith, J. (2000): "A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labor Market Policies", *Schweizerische Zeitschrift fr Volkswirtschaft und Statistik*, 136(3), 1-22.
- Stock, J. H., J. T. Wright, and M. Yogo (2002): "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Methods of Moments," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(4), 518-529.
- Svedberg, P. (1990): "Undernutrition in Sub-Saharan Africa: Is There a Gender Bias?," *Journal of Development Studies*, 26(3), 469-486.
- Valdivia, M. (2004): "Poverty, health infrastructure and the nutrition of Peruvian Children," *Economics & Human Biology*, 2(3), 489-510.

Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.

World Bank. (2006): "Engaging with Fragile States : An IEG Review of world Bank Support to Low-Income Countries Under Stress", Washington, DC, The World Bank.

Tableau 1 : Analyse du ciblage du FAS par les mesures de pauvreté absolue

Indicateur	Totale		Urbaine		Rurale	
	FAS	Non FAS	FAS	Non FAS	FAS	Non FAS
Ligne de pauvreté : 532.4198						
L'indice de l'incidence de la pauvreté (%)	90.81	73.95	86.55	72.25	97.77	97.80
L'indice de l'intensité de la pauvreté	63.42	36.91	53.57	33.95	79.55	78.42
L'indice de sévérité de la pauvreté	49.19	22.79	37.75	19.74	67.92	65.60

Tableau 2 : Analyse du ciblage du FAS par les mesures de pauvreté relative.

Indicateur	Totale			Urbaine			Rurale		
	FAS	Non FAS	t-stat	FAS	Non FAS	p-val	FAS	Non FAS	p-val
Dépenses totales (Kwanzas)	1234.68	2307.33	43.35	2465.8	1303.9	0.000	826.0	551.24	0.000
Dépenses par tête (Kwanzas)	268.90	475.50	40.42	507.25	287.76	0.000	157.7	123.82	0.000
#d' Observations	14081	44296		40628	12039		2042	3668	

Figure 1 : Courbe de concentration du ciblage du FAS.

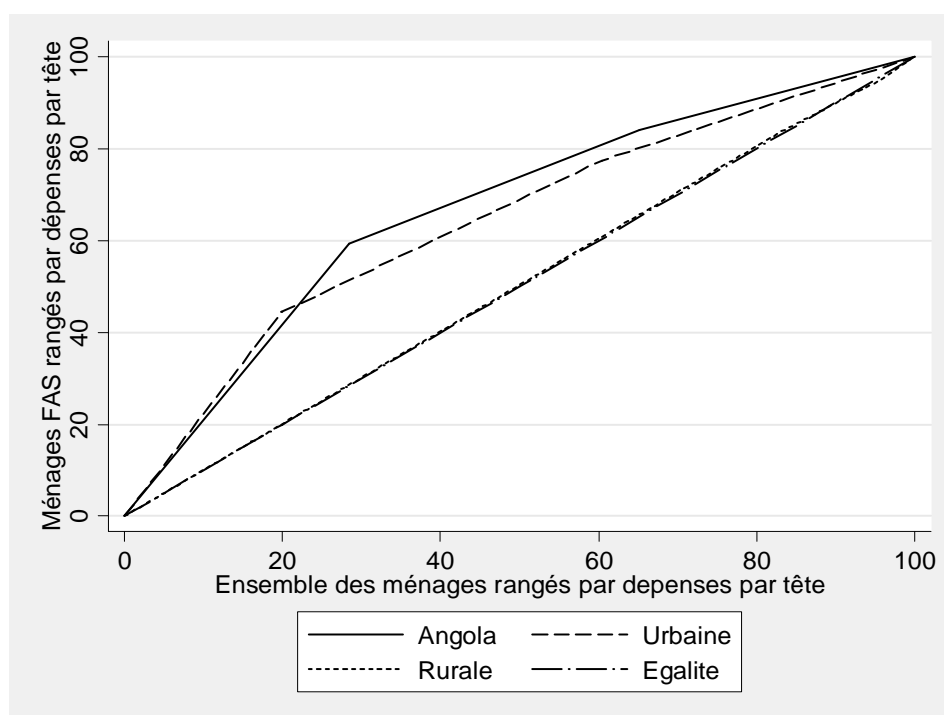


Tableau 3 : Statistique descriptives sur les caractéristiques des ménages

Variable	Moyenne	Ecart type	Min	Max	#d'Obs
Taille du Ménage	7.71	3.31	1	30	10117
Age du Chef du ménage	41.59	12.54	16	99	10117
Sexe chef de ménage (1=Homme)	0.79	0.40	0	1	10101
Alphabétisation du Chef du Ménage	0.82	0.38	0	1	10111
Chef a un travail au cours des 7 derniers jours	0.82	0.38	0	1	10114
Ménage déplacé	0.34	0.47	0	1	10104
Statut Matrimonial du chef du Ménage					
Union Libre	0.60	0.48	0	1	10107
Marié	0.18	0.38	0	1	10107
Divorcé ou séparé	0.08	0.28	0	1	10107
Célibataire	0.04	0.20	0	1	10107
Groupe Ethnique du Chef de ménage					
KIMBUNDO					
PORTUGUES	0.26	0.43	0	1	10117
UMBUNDO	0.23	0.42	0	1	10117
KIKONGO	0.17	0.38	0	1	10117
	0.10	0.30	0	1	10117
Proportion dépenses en biens alimentaires	0.62	0.16	0	1	57831
Dépenses par équivalent adulte (Kwanzas)	414.11	503.68	1.32	7499.31	58367
<i>Comuna</i>	36411.6	30932.5	16148.8	97410.0	189

Tableau 4: Statiques descriptives sur le logement et la possession en biens durables

Variable	Moyenne	Ecart type	Min	Max	#d'Obs
Accès à l'électricité	0.52	0.49	0	1	10116
Accès à l'eau					
Citerne ambulante	0.37	0.48	0	1	10116
Robinet chez le voisin	0.20	0.40	0	1	10116
Robinet dans la maison	0.13	0.33	0	1	10116
Logement à une latrine	0.34	0.47	0	1	10113
Régime de propriété					
Propriétaire	0.20	0.40	0	1	10073
Caractéristiques logement					
Type de mur (1=Ciment ou brique)	0.64	0.47	0	1	10115
Type de toiture (1=Zinc)	0.46	0.49	0	1	10115
Type de sol (1=Ciment)	0.62	0.48	0	1	10115
Biens Durables					
Radio	0.72	0.44	0	1	10075
Télévision	0.47	0.49	0	1	10075
Voiture	0.11	0.31	0	1	10075
Bicyclette	0.08	0.27	0	1	10075

Tableau 5 : Statistiques descriptives sur les mesures anthropométriques

Variabes	Moyenne	Ecart type	Min	Max	#d'Observation
HAZ	-1.51	1.38	-4.99	2.97	8361
Masculin	-1.54	1.36	-4.99	2.97	4261
Féminin	-1.46	1.39	-4.96	2.95	4100
0-12 mois	-0.86	1.36	-4.99	2.91	1980
12-24 mois	-1.84	1.39	-4.97	2.95	1730
24-36 mois	-1.56	1.38	-4.98	2.97	1729
36-60 mois	-1.68	1.25	-4.97	2.79	2922
WAZ	-1.18	1.14	-4.99	4.69	8361
Masculin	-1.20	1.11	-4.66	4.69	4261
Féminin	-1.16	1.17	-4.99	4.34	4100
0-12 mois	-0.67	1.28	-4.99	4.69	1980
12-24 mois	-1.56	1.14	-4.66	3.05	1730
24-36 mois	-1.28	1.07	-4.67	4.19	1729
36-60 mois	-1.22	0.97	-4.55	2.1	2922
WHZ	-0.30	1.09	-3.99	4.98	8361
Masculin	-0.31	1.07	-3.99	4.61	4261
Féminin	-0.30	1.11	-3.99	4.98	4100
0-12 mois	-0.03	1.34	-3.99	4.62	1980
12-24 mois	-0.63	1.12	-3.79	4.98	1730
24-36 mois	-0.35	0.90	-3.90	4.27	1729
36-60 mois	-0.25	0.96	-3.99	4.11	2922

Tableau 6: Prévalence de la malnutrition en %

Sexe	HAZ		WAZ	
	< - 2	<-3	<-2	<-3
	35.94	13.61	22.87	4.91
Masculin	36.53	13.99	22.23	5
Féminin	35.30	13.18	23.57	4.83

Tableau 7 : Statistique sur la scolarisation dans le primaire

Variable	Moyenne	Ecart type	Min	Max	#d'Obs
TNS dans le primaire	0.51	0.21	0	1	14398
Garçon	0.52	0.22	0	1	7109
Fille	0.51	0.22	0	1	7289
TNS dans le primaire obligatoire	0.45	0.21	0	1	7178
Garçon	0.45	0.22	0	1	3512
Fille	0.46	0.22	0	1	3666
TPE dans le primaire	0.99	0.00	0.78	1	7308
Garçon	0.99	0.00	0.78	1	3648
Fille	0.99	0.00	0.78	1	3660
TBS dans le primaire	0.71	0.45	0	1	15177
Garçon	0.72	0.44	0	1	7533
Fille	0.70	0.45	0	1	7644
Gap éducatif dans le primaire	2.12	1.77	-3	7	7308
Garçon	2.13	1.76	-3	7	3648
Fille	2.12	1.78	-2	6	3660
Age au grade 1	8.02	1.88	6	13	2003
Garçon	7.95	1.87	6	13	980
Fille	8.09	1.89	6	13	1023

Tableau 8: Equation de participation au FAS pour les investissements en santé, eau et assainissement

Probit		Nombre d'obs = 5536
		LRchi2(8) = 2502
		Pro> 0chi2 = 0.000
Log likelihood		Pseudo R <sup>2</sup> = 0.354
	Coef.	P-value
Benguala	2.451	0.000
Cunene	1.247	0.000
Luanda	-0.020	0.772
Log des dépenses par tête	-0.113	0.000
Groupe d'âge du chef de ménage	-0.036	0.000
Sexe du chef de ménage	-0.287	0.000
Le chef de ménage sait lire et écrire	0.469	0.000
Le sol est en terre	0.310	0.099
Constante	0-.589	0.000

Figure 2 : Estimation de la densité par le kernel de la distribution du score de propension de la participation au FAS pour les projets en santé, eau et assainissement avant l'appariement

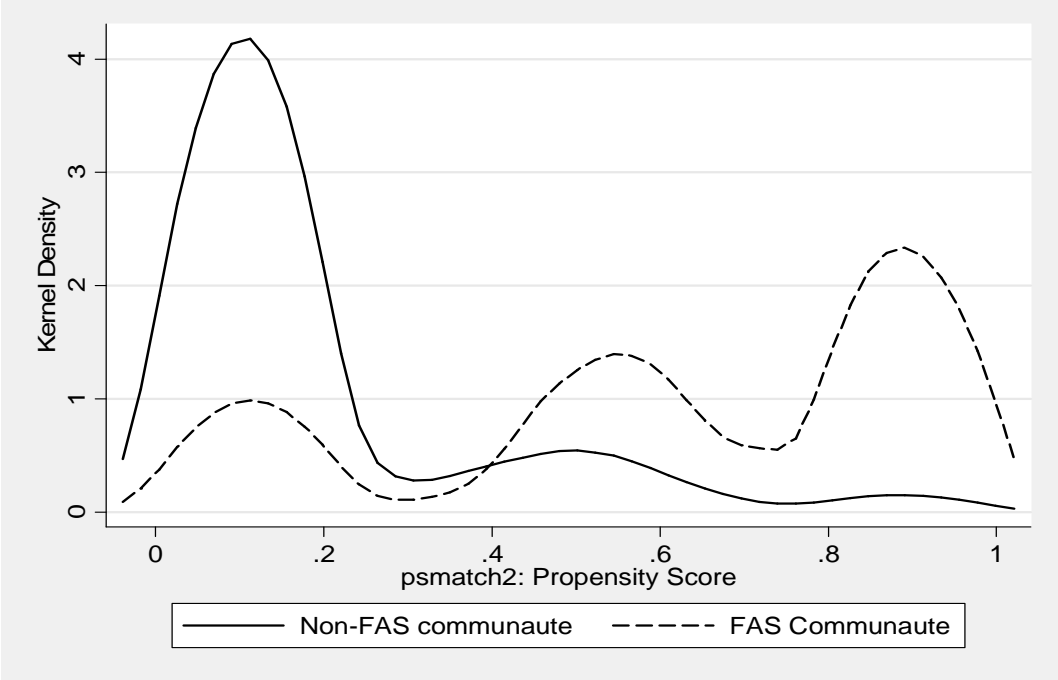


Figure 3 : Estimation de la densité par le kernel de la distribution du score de propension de la participation au FAS pour les projets en santé, eau et assainissement après l'appariement

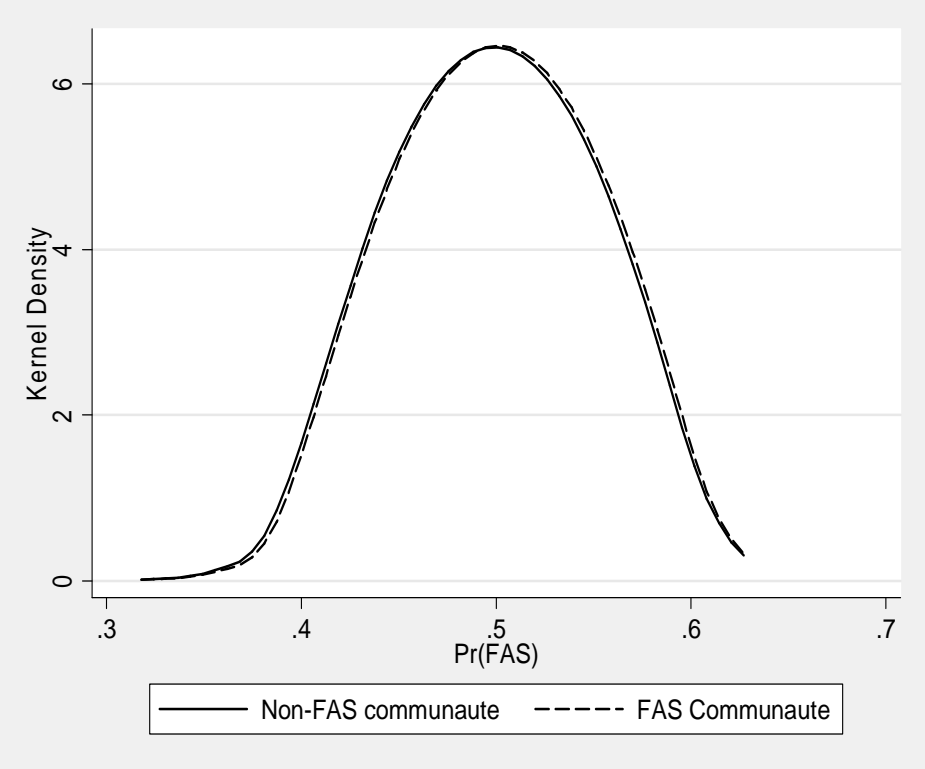


Tableau 9: Test de différence de moyenne après l'appariement pour les projets en santé, eau et assainissement

Variable	Communauté FAS appariées	Communauté Non FAS appariées	p-value
Benguala1	0.463	0.459	0.817
Cunene1	0.348	0.349	0.945
Luanda	0.120	0.111	0.411
Log des dépenses par tête	5.195	5.199	0.875
Groupe d'âge du chef	5.155	5.024	0.066
Sexe du chef de ménage	0.780	0.781	0.937
Chef sait lire et écrire	0.838	0.844	0.621
Sol en Terre	0.006	0.009	0.351

Tableau 10 : Estimation de l'impact du FAS sur les mesures anthropométriques.

Variable	Traite	Contrôle	ATT	S.E	p-value
HAZ	-1.67	-1.93	0.25	0.132	0.055
WAZ	-1.35	-1.31	-0.03	0.107	0.728
WHZ	-0.38	-0.151	-0.23	0.155	0.121
#d' Obs	1850	707			

Les écarts types sont obtenus par bootstrap avec 500 répliquions et corrigés de l'effet de grappe.

Tableau 11: Equation de participation pour les projets dans l'éducation.

Probit regression		Number of obs = 9608
		LR chi2(14) = 5188.88
		Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -3239.2416		Pseudo R2 = 0.4447
	Coef	p-value
Luanda	-0.019	0.733
Benguala	2.500	0.000
Cunene	1.833	0.000
Log des dépenses par tête	-0.072	0.304
Sexe du chef de famille	-0.057	0.196
Age de l'enfant	0.005	0.494
Niveau d'éducation du chef de ménage	0.042	0.000
Sexe du l'élève	0.003	0.930
Zone urbaine	1.277	0.000
Log de la taille du ménage	-0.127	0.007
Groupe d'âge du chef de ménage	-0.040	0.026
Terme quadratique du groupe d'âge du chef	5.12e-06	0.643
Terme cubique du log des dépenses par tête	-0.001	0.178
Ménage déplacé de guerre	0.283	0.000
Constante	-1.755	0.000

Figure 4 : Estimation de la densité par le kernel de la distribution du score de propension dans l'éducation avant l'appariement

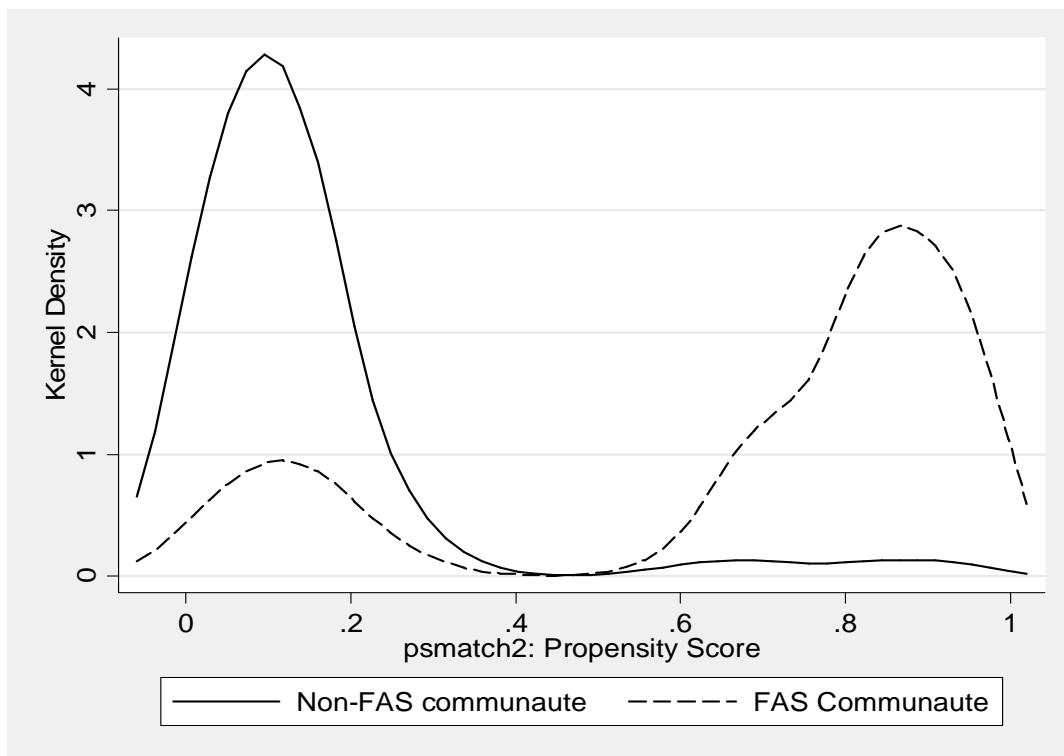


Figure 5 : Estimation de la densité par le kernel de la distribution du score de propension dans l'éducation après l'appariement.

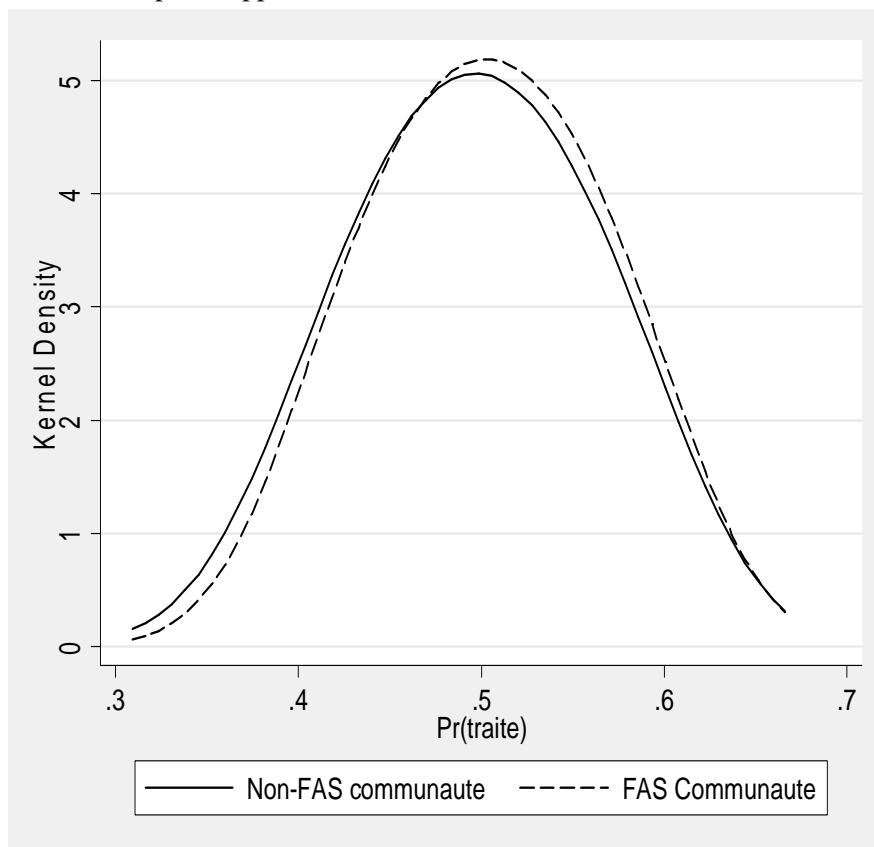


Tableau 12 : Estimation de l'impact du FAS sur le système éducatif.

Variable	Traite	Contrôle	ATT	S.E	p-value
TNS	0.57	0.46	0.108	0.135	0.424
# d'Obs	787	787			
Gap éducatif	2.41	2.22	0.18	0.243	0.441
#d'Obs	410	410			
Age au grade 1	8.4	8.0	0.38	0.380	0.31
# d'Obs	55	55			
TBS	0.739	0.660	0.079	0.159	0.620
# d'Obs	303	303			

Les écarts types sont obtenus par bootstrap avec 500 répliques et corrigés de l'effet de grappe.

Tableau 13 : Equation de participation pour l'ensemble des financements du FAS.

	Coef.	p-value
Probit regression		
	Number of obs = 6451	
	LR chi2(12) = 3320.7	
	Prob > chi2 = 0.0000	
	Pseudo R2 = 0.3925	
Log likelihood = -2569.3597		
Luanda	-0.481	0.000
Benguala	2.141	0.000
Cunene	1.552	0.000
Sexe du Chef de ménage	-0.049	0.754
Niveau d'éducation du chef de ménage	-0.001	0.925
Le chef de ménage a un travail	-0.162	0.003
Zone urbaine	0.226	0.000
Ratio de dépendance	-0.005	0.806
Groupe d'âge du chef de ménage	-0.021	0.209
Terme quadratique du groupe d'âge	5.01e-06	0.645
Ménage déplacé de guerre	0.288	0.000
Constante	-0.893	0.000

Figure 6 : Estimation de la densité par le kernel de la distribution du score de propension pour l'ensemble des financements du FAS avant l'appariement.

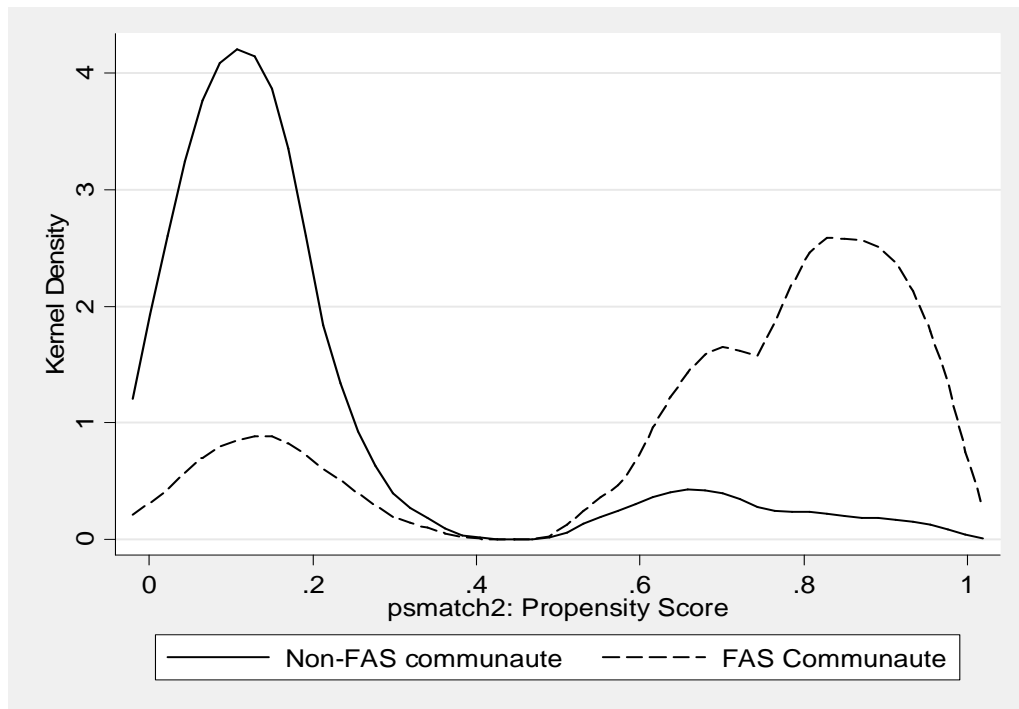


Figure 7 : Estimation de la densité par le kernel de la distribution du score de propension pour l'ensemble des financements du FAS après l'appariement.

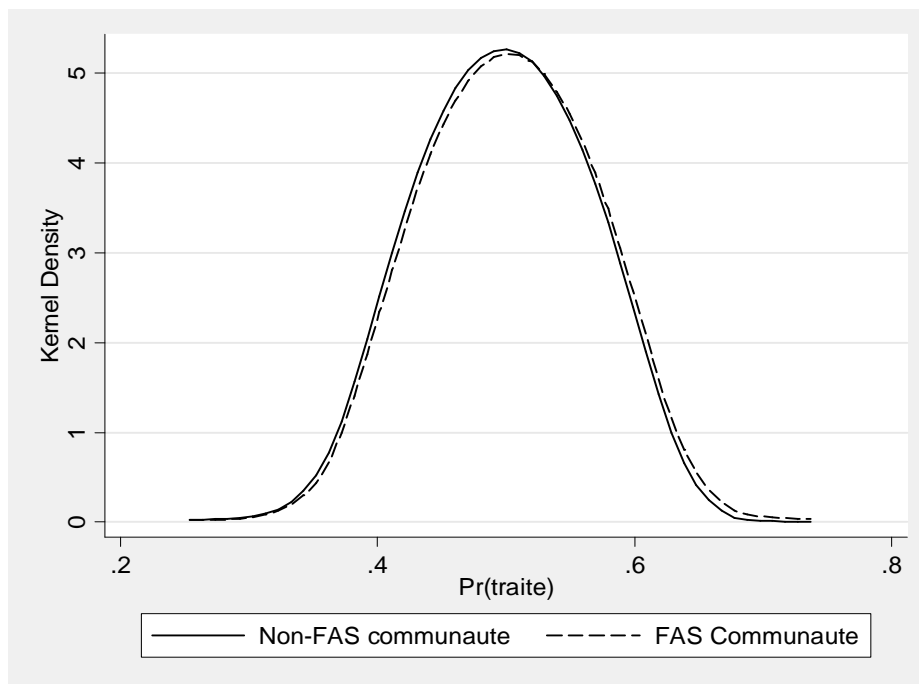


Tableau 14: Estimation de l'impact de l'ensemble des financements du FAS sur les dépenses des ménages

Variable	Traite	Contrôle	ATT	S.E	p-value
Log des dépenses par tête	5.44	5.55	-0.109	0.191	0.580
Nombre d'observations	419	419			

Les écarts types sont obtenus par bootstrap avec 500 répliques et corrigés de l'effet de grappe.

Tableau 15: Estimation de l'impact du FAS sur les mesures anthropométriques avec prise en compte de l'endogénéité de la participation au FAS et des effets fixes communautaires

Variable Dépendante	Forme réduite du HAZ		Estimation de l'impact du FAS avec variables de contrôle et effets fixes	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	T	HAZ	WAZ	WHZ
ATT		0.122 (0.01)	-0.095 (0.42)	-0.126 (0.07)
Proportion de personnes sans terre	0.208 (0.00)			
Age en mois	0.002 (0.08)	-0.081 (0.00)	-0.075 (0.00)	-0.043 (0.00)
Age au carré	-0.000 (0.15)	0.001 (0.00)	0.001 (0.00)	0.000 (0.00)
Sexe de l'enfant (1=Male)	0.0121 (0.19)	-0.139 (0.00)	-0.075 (0.01)	-0.030 (0.29)
Log de la taille du ménage	0.022 (0.08)	0.024 (0.64)	0.015 (0.70)	-0.004 (0.92)
Log des dépenses par tête	0.044 (0.00)	0.074 (0.01)	0.043 (0.05)	0.002 (0.90)
Groupe d'âge du Chef de ménage	0.006 (0.00)	0.018 (0.03)	0.004 (0.57)	-0.005 (0.50)
Groupe d'âge du Chef de ménage au Carré	-0.037 (0.59)	0.224 (0.23)	0.220 (0.32)	0.084 (0.69)
Niveau d'éducation du Chef de ménage	0.013 (0.00)	0.018 (0.207)	0.008 (0.363)	-0.002 (0.810)
Réside en zone urbaine (1=Urbaine)	0.292 (0.00)	-0.453 (0.00)	-0.541 (0.00)	-0.267 (0.81)
Chef de ménage marié	-0.008 (0.49)	0.085 (0.17)	0.007 (0.85)	-0.034 (0.39)
Kimbundo	-0.239 (0.48)	-2.317 (0.00)	-1.322 (0.22)	-0.032 (0.97)
Portugues	0.107 (0.00)	0.501 (0.00)	0.211 (0.04)	-0.102 (0.29)
Umbundo	-0.032 (0.02)	0.297 (0.00)	0.364 (0.00)	0.301 (0.00)
Robinet dans la résidence	0.050 (0.17)	-0.056 (0.75)	0.084 (0.49)	0.215 (0.06)
Robinet chez le voisin	0.087 (0.01)	-0.115 (0.45)	0.002 (0.98)	0.130 (0.23)
Citerne ambulante	0.070 (0.04)	-0.247 (0.09)	-0.121 (0.29)	0.087 (0.42)
Fontaine Publique	0.070 (0.05)	-0.198 (0.35)	-0.114 (0.35)	0.046 (0.69)
Puit avec pompe	0.276	-0.299	-0.127	0.109

	(0.00)	(0.71)	(0.39)	(0.44)
Puit protégé	0.019	-0.125	0.037	0.197
	(0.66)	(0.42)	(0.79)	(0.15)
Puit non protégé	0.260	-0.200	-0.0157	0.146
	(0.00)	(0.27)	(0.91)	(0.26)
Source protégée	0.286	0.271	0.061	-0.057
	(0.01)	(0.55)	(0.86)	(0.87)
Source non protégée	0.149	-0.0422	0.047	0.101
	(0.08)	(0.83)	(0.86)	(0.70)
Eau de pluie	0.356	-0.089	-0.098	-0.068
	(0.00)	(0.72)	(0.54)	(0.65)
Eau de rivière	0.354	-0.115	-0.160	-0.109
	(0.00)	(0.58)	(0.28)	(0.42)
Camion d'eau	0.078	-0.113	0.041	0.200
	(0.07)	(0.53)	(0.77)	(0.15)
L'enfant n'a pas des œdèmes	0.054	0.295	0.727	0.672
	(0.22)	(0.14)	(0.00)	(0.00)
Ménage reçoit une aide	0.024	-0.013	0.043	0.053
	(0.08)	(0.84)	(0.34)	(0.22)
Ménage déplacé par la guerre	0.011	0.007	0.004	0.011
	(0.00)	(0.58)	(0.61)	(0.11)
Nombres d'épouses	0.026	0.007	0.087	0.103
	(0.01)	(0.87)	(0.01)	(0.00)
Habitat construit en ciment	0.090	-0.206	-0.172	-0.050
	(0.01)	(0.37)	(0.15)	(0.66)
Habitat construit en bois	0.166	-0.292	-0.360	-0.247
	(0.00)	(0.30)	(0.01)	(0.07)
Habitat construit en bambous	0.080	-0.287	-0.206	-0.041
	(0.03)	(0.22)	(0.09)	(0.72)
Habitat construit en briques	0.137	-0.280	-0.162	0.074
	(0.08)	(0.29)	(0.52)	(0.76)
Habitat construit en terre	0.120	-0.260	-0.230	-0.109
	(0.00)	(0.30)	(0.09)	(0.40)
La maison a de l'électricité	-0.023	0.107	0.115	0.063
	(0.05)	(0.14)	(0.00)	(0.09)
Le sol est en terre	0.008	0.244	0.303	0.190
	(0.85)	0.251	(0.03)	(0.16)
Utilise l'électricité pour la cuisine	-0.093	0.448	0.181	-0.096
	(0.08)	(0.10)	(0.28)	(0.55)
Utilise le gaz pour la cuisine	-0.005	0.001	-0.088	-0.088
	(0.81)	(0.98)	(0.23)	(0.21)
Utilise la sciure pour la cuisine	-0.033	-0.130	-0.205	-0.161
	(0.15)	(0.12)	(0.00)	(0.03)
Utilise le bois pour la cuisine	-0.195	-0.114	-0.266	-0.221
	(0.00)	(0.37)	(0.00)	(0.02)
Constante	-0.97	-0.657	-0.769	-0.418
	(0.00)	(0.07)	(0.01)	(0.14)
Muettes Régionales	Oui	Non	Non	Non
P-value du test de Durbin-Wu-Hausman	0.270			
R <sup>2</sup> Partielle de Shea	0.10			
Gragg-Donald Wald F statistic	34.40			
Stock-Yogo Critical Value	16.38			
R <sup>2</sup>	0.47	0.11	0.09	0.07
Nombre d'observations	5527	5527	5527	5527

Les valeurs entre parenthèses sont des p-value. Les écarts types sont corrigés de l'effet de grappe.

Tableau 16 : Estimation de l'impact du FAS le taux brut de scolarisation avec prise en compte de l'endogénéité de la participation au FAS et des effets fixes communautaires

Variable Dépendante	Equation de la forme réduite	Estimation avec la technique de Variable Instrumentale de l'impact du FAS
	FAS	TBS
ATT		0.106 (0.02)
Proportion de personnes sans terre	0.475 (0.04)	
Log des dépenses par tête	-0.025 (0.06)	0.025 (0.06)
Sexe de l'élève	0.004 (0.56)	0.013 (0.17)
Education du chef de ménage	0.008 (0.00)	0.032 (0.00)
Sexe du chef de ménage	-0.016 (0.33)	-0.063 (0.00)
Age de l'élève	0.004 (0.00)	0.038 (0.00)
Log de la taille du ménage	-0.000 (0.98)	-0.018 (0.31)
Groupe d'âge du chef de ménage	-0.008 (0.03)	0.014 (0.00)
Le Chef de ménage est marié	0.034 (0.06)	0.052 (0.00)
Kimbundo	0.225 (0.04)	0.116 (0.270)
Portugues	0.186 (0.23)	0.088 (0.39)
Umbundo	0.0238 (0.61)	0.123 (0.00)
Constante	0.451 (0.01)	-0.520 (0.00)
Muettes régionales	Oui	Non
P-value du test de Durbin-Wu -Hausman	0.0290	
R <sup>2</sup> Partielle de Shea	0.0748	
Gragg-Donald Wald F statistic	4.42	
Stock-Yogo Critical Value	34.40	
R <sup>2</sup>	0.37	0.24
Nombre d'observations	10371	10371

Les valeurs entre parenthèses sont des p-value. Les écarts types sont corrigés de l'effet de grappe.

Tableau 17 : Estimation de l'impact du FAS sur les dépenses des ménages avec prise en compte de l'endogénéité de la participation au FAS et des effets fixes communautaire

Variable Dépendante	Equation de la forme réduite FAS	Estimation de l'impact du FAS avec variables de contrôle et effets fixes Log des dépenses par tête
ATT		-0.170 (0.66)
Proportion de personnes sans terre	0.39 (0.01)	
Sexe du chef de ménage	-0.007 (0.70)	-0.144 (0.00)
Education du chef du chef de ménage	0.020 (0.04)	0.085 (0.00)
Le chef du ménage travail	0.024 (0.34)	0.149 (0.00)
Zone urbaine	0.398 (0.00)	0.497 (0.23)
Le ratio de dépendance	0.008 (0.40)	-0.155 (0.00)
Groupe d'âge du chef de ménage	-0.008 (0.21)	-0.024 (0.00)
Ménage déplacé de guerre	-0.089 (0.10)	-0.122 (0.00)
Kimbundo	0.153 (0.20)	-0.162 (0.17)
Portugues	0.418 (0.00)	(-0.189) (0.01)
Umbundo	0.003 (0.93)	0.153 (0.00)
Constante	0.448 (0.00)	5.093 (0.00)
Muettes régionales	Oui	Non
P-value du test de Durbin-Wu -Hausman	0.602	
R <sup>2</sup> Partielle de Shea	0.086	
Gragg-Donald Wald F statistic	25.69	
Stock-Yogo Critical Value	16.38	
R <sup>2</sup>	0.41	0.18
Nombre d'observations	6451	6451

Les valeurs entre parenthèses sont des p-value. Les écarts types sont corrigés de l'effet de grappe.