



HAL
open science

Contribution de l'aide publique au développement à l'amélioration de la santé dans les pays en développement

Catherine Korachais

► To cite this version:

Catherine Korachais. Contribution de l'aide publique au développement à l'amélioration de la santé dans les pays en développement. Sciences de l'Homme et Société. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2010. Français. NNT: . tel-00473640

HAL Id: tel-00473640

<https://theses.hal.science/tel-00473640>

Submitted on 16 Apr 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Université d'Auvergne Clermont-Ferrand 1
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

**Contribution de l'aide publique au développement
à l'amélioration de la santé
dans les pays en développement**

*Contribution of official development assistance
to improve health in developing countries*

Thèse Nouveau Régime
Présentée et soutenue publiquement le 9 Avril 2010
Pour l'obtention du titre de Docteur ès Sciences Economiques

Par
Catherine Korachais

Sous la direction de
M. le Professeur Patrick GUILLAUMONT
M. le Professeur Jacky MATHONNAT

Membres du Jury

Martine AUDIBERT	Directrice de Recherche au CNRS
Jean-Claude BERTHELEMY	Professeur à l'Université Paris I Panthéon Sorbonne, rapporteur
Lisa CHAUVET	Chargée de Recherche à l'Institut de Recherche pour le Développement
Giovanni Andrea CORNIA	Professeur à l'Université de Florence, rapporteur
Patrick GUILLAUMONT	Professeur émérite à l'Université d'Auvergne
Jacky MATHONNAT	Professeur à l'Université d'Auvergne

Université d'Auvergne Clermont-Ferrand 1
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

**Contribution de l'aide publique au développement
à l'amélioration de la santé
dans les pays en développement**

*Contribution of official development assistance
to improve health in developing countries*

Thèse Nouveau Régime
Présentée et soutenue publiquement le 9 Avril 2010
Pour l'obtention du titre de Docteur ès Sciences Economiques

Par
Catherine Korachais

Sous la direction de
M. le Professeur Patrick GUILLAUMONT
M. le Professeur Jacky MATHONNAT

Membres du Jury

Martine AUDIBERT	Directrice de Recherche au CNRS
Jean-Claude BERTHELEMY	Professeur à l'Université Paris I Panthéon Sorbonne, rapporteur
Lisa CHAUVET	Chargée de Recherche à l'Institut de Recherche pour le Développement
Giovanni Andrea CORNIA	Professeur à l'Université de Florence, rapporteur
Patrick GUILLAUMONT	Professeur émérite à l'Université d'Auvergne
Jacky MATHONNAT	Professeur à l'Université d'Auvergne

L'Université d'Auvergne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

C'est bien sûr avec un sentiment mêlé de soulagement et de satisfaction que j'achève ce long travail, à la fois captivant et douloureux. Il s'accompagne du sentiment d'avoir profité d'une expérience très enrichissante, que ce soit sur le plan personnel ou professionnel. Ces années passées au CERDI ont été et resteront une expérience unique, riche en enseignements et en rencontres inoubliables.

Je tiens avant tout à exprimer ma reconnaissance envers Patrick Guillaumont et Jacky Mathonnat, qui ont dirigé mes travaux de thèse au cours de ces années, et pour qui j'ai une profonde estime et une grande admiration. Je tiens particulièrement à les remercier pour m'avoir guidée et apporté leur soutien intellectuel, mais aussi pour leur faculté à me redonner la force de persévérer dans les moments difficiles (le chocolat y est probablement pour quelque chose !).

Mes remerciements vont également à l'ensemble du corps enseignant du CERDI ainsi qu'aux chercheurs invités et participants aux colloques pour leur intérêt et leurs remarques constructives et utiles. Par ailleurs, ces années n'auraient sans doute pas été aussi agréables sans la sympathie et la disponibilité du personnel administratif. Mes premières pensées vont à Jacquo, Marie-Michelle, Martine et Catherine la rouge.

Je souhaite également exprimer tout le plaisir que j'ai eu à passer ces années en compagnie de collègues et amis remarquables et adorables. Je pense en particulier à Julie, Yohana, Matthieu, Désiré, Yacou, Fouss, Joseph, Alassane, Cindy, Aline, Rohen, Ganio, Lassana, Tidiane, Roland, Kelly, Bara, Maëlan... et bien d'autres !

Enfin, je tiens à saluer la patience de mes proches vis-à-vis de mes humeurs changeantes ! Un grand merci à mes amis dauphins et sirènes et surtout à mes parents et à Thomas pour leurs attentions et pour leurs soutiens et encouragements constants.

La réduction de la mortalité des enfants est l'un des objectifs du millénaire pour le développement les plus universellement acceptés. Un des moyens mis en œuvre pour l'atteindre est l'aide internationale. Or, même si des succès des activités d'aide à la santé sont soulignés au niveau microéconomique, on ne connaît pas l'efficacité de l'aide à la santé d'une manière plus générale. En effet, malgré une abondance de travaux macroéconomiques sur l'efficacité de l'aide étrangère sur la croissance économique des pays bénéficiaires, peu traitent de son efficacité en matière de santé. L'objet de cette thèse est précisément d'évaluer l'efficacité de l'aide à améliorer la santé, au niveau macroéconomique. Par ailleurs, il est rappelé que l'aide étrangère permet de compenser les effets de l'instabilité macroéconomique. Il est effectivement connu que l'instabilité des revenus est source de désagréments sur l'activité économique des pays en développement. De là, émerge l'hypothèse selon laquelle l'aide pourrait permettre de compenser les effets négatifs de l'instabilité économique dans l'amélioration de la santé et la réduction de la pauvreté. Avant de vérifier cette hypothèse, les effets macroéconomiques de l'instabilité sur la santé et la pauvreté, jusque là inconnus, sont analysés.

La thèse est constituée de cinq chapitres qui peuvent être lus indépendamment les uns des autres. Le premier chapitre passe en revue les déterminants macro-économiques de la bonne santé, et met en évidence les chemins par lesquels le financement extérieur peut améliorer la santé des populations. Les chapitres 2 et 3 explorent ces canaux et analysent les effets de l'aide étrangère sur la santé, que ce soit directement par des activités axées sur la santé ou indirectement par une amélioration globale de l'activité économique. Enfin, les deux derniers chapitres analysent les effets néfastes de l'instabilité économique sur la santé et sur la réduction de la pauvreté, puis envisagent l'efficacité de l'aide dans ces domaines en présence d'instabilité.

The reduction of child mortality is one of the most universally accepted millennium development goals. International assistance is one of the means implemented to reach it. However, even if many successes of health aid activities have been underlined at the microeconomic level, the effectiveness of health assistance in general remains unknown. Indeed, in spite of many macroeconomic works on aid effectiveness on economic growth, only little deals with its effectiveness in health. The purpose of this thesis is precisely to assess the effectiveness of foreign assistance in improving health, at the macroeconomic level. Besides, it has been pointed out that foreign aid makes it possible to compensate for the effects of macroeconomic instability. In fact, it is already known that income instability is a source of trouble in the economic activity of developing countries. Consequently, we assume that foreign aid could compensate the negative effects of economic instability on health and on the poverty reduction. Before checking this assumption, since the effects of instability on health and poverty are unknown at a macro level, they are analyzed.

The five chapters of this thesis can be read independently. The first chapter reviews the macroeconomic determinants of good health, and highlights the ways by which external financing can improve public health. Chapters 2 and 3 explore these channels and analyze the effects of foreign aid on health: those that are direct, *i.e.* coming from health activities, and those that are indirect, *i.e.* resulting from a general improvement of the economy. Chapters 4 and 5 analyze the damaging effects of economic instability on health and on poverty reduction, and then consider the aid effectiveness in these fields with instability.

Η μείωση της παιδικής θνησιμότητας είναι ένας από τους περισσότερο αποδεχτούς παγκοσμίως αναπτυξιακούς στόχους της χιλιετίας. Η διεθνής βοήθεια είναι ένα από τα μέσα που εφαρμόζονται για να το καταφέρουν. Παρολαυτά, ακόμα κι αν πολλές επιτυχίες των δραστηριοτήτων της βοήθειας στην υγεία έχουν επιτευχθεί σε μικροοικονομικό επίπεδο, η αποτελεσματικότητα της βοήθειας στην υγεία παραμένει γενικά άγνωστη. Πράγματι, υπάρχουν παρά πολλές μακροοικονομικές μελέτες για την αποτελεσματικότητα της ξένης βοήθειας στην οικονομική ανάπτυξη, ωστόσο μόνο λίγες εξετάζουν την αποτελεσματικότητά της στην υγεία. Ο σκοπός αυτής της διατριβής είναι ακριβώς να αξιολογηθεί η αποτελεσματικότητα της ξένης βοήθειας στη βελτίωση της υγείας, στο μακροοικονομικό επίπεδο. Επιπλέον, έχει σημειωθεί ότι η ξένη βοήθεια έχει την δυνατότητα να αντισταθμίσει τα αποτελέσματα της μακροοικονομικής αστάθειας. Στην πραγματικότητα, είναι ήδη γνωστό ότι η εισοδηματική αστάθεια είναι μια πηγή προβλημάτων στην οικονομική δραστηριότητα των αναπτυσσόμενων χωρών. Συνεπώς, υποθέτουμε ότι η ξένη βοήθεια θα μπορούσε να αντισταθμίσει τα αρνητικά αποτελέσματα της οικονομικής αστάθειας στην υγεία και στη μείωση της φτώχειας. Πριν ελέγξουμε αυτήν την υπόθεση, θα αναλύσουμε τα αποτελέσματα της αστάθειας στην υγεία και στη φτώχεια, τα οποία είναι αγνωστά στο μακροοικονομικό επίπεδο.

Τα πέντε κεφάλαια της διατριβής μπορούν να διαβαστούν ανεξάρτητα. Το πρώτο κεφάλαιο μελετά τους μακροοικονομικούς καθοριστικούς παράγοντες της καλής υγείας, και δίνει έμφαση στους τρόπους από τους οποίους η εξωτερική χρηματοδότηση μπορεί να βελτιώσει τη δημόσια υγεία. Τα κεφάλαια 2 και 3 ερευνούν αυτή τη σχέση μεταξύ ξένης βοήθειας, καθοριστικών παραγόντων και επίπεδο δημόσιας υγείας, και αναλύουν τα αποτελέσματα της ξένης βοήθειας στην υγεία: εκείνα που είναι άμεσα, δηλ. προερχόμενα από τις δραστηριότητες υγείας, και εκείνοι που είναι έμμεσα, δηλ. προς μια γενική βελτίωση της οικονομίας. Τελικά, τα δύο τελευταία κεφάλαια αναλύουν τα επιβλαβή αποτελέσματα της οικονομικής αστάθειας στην υγεία και στη μείωση της φτώχειας, και προβλέπουν έπειτα την αποτελεσματικότητα της βοήθειας σε αυτούς τους τομείς με μακροοικονομική αστάθεια.

Liste des abréviations

APD	Aide publique au développement
CAD	Comité d'aide au développement
CIA	Central intelligence agency – Agence centrale de renseignement
DHS	Demographic and health surveys – Enquêtes démographiques et de santé
DMC	Doubles moindres carrés
EF	Effets fixes
FMI	Fonds monétaire international
GAVI	Global alliance for vaccines and immunisation - Alliance mondiale pour les vaccins et l'immunisation
GFATM	Global fund to fight AIDS, tuberculosis and malaria - Fonds mondial de lutte contre le SIDA, la tuberculose et le paludisme
GMM	Generalized methods of moments – Méthode des moments généralisée
IDH	Indice de développement humain
IHME	Institute of health metrics and evaluation – Institut des métriques et évaluations de santé
INS	Instabilité
MCO	Moindres carrés ordinaires
MIJ	Mortalité infanto-juvénile
OCDE	Organisation de coopération et de développement économiques
OMD	Objectifs du millénaire pour le développement
OMS	Organisation mondiale de la santé
ONG	Organisation non gouvernementale
PIB	Produit intérieur brut
PNB	Produit national brut
PNUD	Programme des Nations Unies pour le développement
PPA	Parité de pouvoir d'achat
RNB	Revenu national brut
SIJ	Survie infanto-juvénile
SNPC	Système de notification des pays créanciers
SSA	Afrique subsaharienne
SURE	Seemingly unrelated regression estimator – Estimateur de régressions apparemment indépendantes
UNICEF	United nations children's emergency - Fonds des Nations Unies pour l'enfance
VIH/SIDA	Virus d'immunodéficience humaine/syndrome d'immunodéficience acquise
WDI	World development indicators (base de données de la Banque mondiale)
3SLS	Triples moindres carrés

Résumé, Abstract, Περίληψη vii

Introduction 1

Partie 1 – Les déterminants de la santé 11

Chapitre 1 Les analyses biomédicales et socio-économiques des déterminants de la santé 13

1. Les causes biomédicales de la mortalité infanto-juvénile 15

1.1 Les causes biomédicales 15

1.2 Quelles sont les causes du déclenchement des maladies ? Pourquoi causent-elles autant de décès ? 17

1.3 Où se place l'analyse des sciences socio-économiques dans la recherche des déterminants de la santé ? 19

2. L'étude des déterminants socio-économiques de la santé 20

2.1 Premiers modèles 20

2.2 Revue de la littérature micro empirique 25

2.3 Analyse macroéconomique des déterminants de la MIJ 28

2.4 Focus sur les variables d'intérêt « intermédiaires » de la thèse : les contraintes en ressources financières 38

3. Conclusion et ouverture 47

Partie 2 – Les effets du financement extérieur sur la santé..... 49

Les canaux de transmission..... 49

Chapitre 2 L'aide extérieure affectée à la santé améliore-t-elle la santé ? 51

1. Introduction 52

2. Revue de la littérature 53

2.1 Les success stories de l'aide à la santé 53

2.2 Vers une généralisation de ces *success stories* 58

3. Méthode 63

3.1 Données 64

3.2	Estimer l'effet des fonds affectés à la santé sur la santé	70
4.	Résultats.....	78
4.1	Statistique descriptive	78
4.2	Déterminants de la santé	81
4.3	Effets des fonds affectés à la santé sur la santé.....	82
4.4	Tests supplémentaires	92
5.	Conclusion	100
	Annexe.....	103
Chapitre 3 L'aide extérieure globale améliore-t-elle la santé ? De façon directe ou via une amélioration globale de l'environnement socio-économique ? 115		
1.	Introduction.....	116
2.	Littérature sur l'efficacité de l'aide sur la croissance économique	117
2.1	L'origine du débat.....	117
2.2	Les multiples critiques	118
2.3	Les analyses synthétiques	120
3.	Méthode et données	121
3.1	Définition de la variable à estimer	121
3.2	Définitions des variables d'intérêt	122
3.3	Estimer les effets directs et indirects de l'aide sur la SIJ	125
3.4	Le traitement de l'endogénéité de l'aide.....	127
4.	Résultats.....	129
4.1	Statistique descriptive	129
4.2	Estimations économétriques	132
5.	Conclusion	146
Partie 3 – Les effets négatifs de l'instabilité sur la santé		
 Le financement extérieur peut-il les amortir ?		
 149		
Chapitre 4 L'instabilité macroéconomique comme obstacle à la réduction de la mortalité infanto-juvénile		
 151		
1.	Introduction.....	152
2.	Trois canaux par lesquels les instabilités agissent sur la survie des enfants	153
2.1	L'effet résultant d'une moindre croissance ou effet de revenu moyen	153

2.2	L'effet résultant d'une moindre contribution de la croissance économique à la réduction de la pauvreté et à l'amélioration de la santé.....	155
2.3	L'effet direct ou d'irréversibilité	157
3.	Méthode d'estimation	160
3.1	Définition de la variable à estimer et de la variable d'intérêt	160
3.2	Le modèle	162
3.3	Source des données, description des variables et choix de l'échantillon	164
4.	Résultats.....	165
4.1	Statistique descriptive	165
4.2	Les effets de l'instabilité sur la survie	165
4.3	L'aide extérieure pourrait-elle compenser les effets de l'instabilité ?	170
5.	Conclusion	171
	Annexe.....	173
	Chapitre 5 L'instabilité, facteur d'un moindre impact de la croissance sur la réduction de la pauvreté.....	179
1.	L'instabilité du revenu et la variation de la pauvreté.....	182
1.1	Effets résultant d'une croissance plus faible.....	182
1.2	Effets résultant d'un changement de la distribution.....	183
2.	Un modèle où le changement de pauvreté dépend de l'instabilité du revenu.....	185
2.1	Sources des données de la pauvreté	185
2.2	L'instabilité du revenu	186
2.3	Facteurs basiques déterminant l'élasticité-revenu de la pauvreté	187
2.4	Un modèle de pauvreté augmenté.....	189
3.	Résultats économétriques	192
3.1	Statistiques descriptives.....	192
3.2	Facteurs traditionnels de changement de la pauvreté.....	192
3.3	L'effet de l'instabilité sur le changement de la pauvreté	193
3.4	L'aide extérieure pourrait-elle compenser les effets de l'instabilité ?	198
4.	Conclusions, implications pour l'efficacité de l'aide et futures recherches	199
	Annexe.....	201
	Conclusion	213
	Bibliographie.....	219

Liste des figures

Figure 1. Evolution de l'aide publique au développement dans le monde, en millions de dollars américains de 2007	4
Figure 2. Evolution de l'aide internationale à la santé dans le monde, en millions de dollars américains de 2007.	5
Figure 1. 1 Les taux de mortalité infanto-juvénile dans le monde, 2003.....	15
Figure 1. 2 Principales causes de la mortalité infanto-juvénile dans le monde	16
Figure 1. 3 Quelles sont les causes de l'arrivée des maladies ? Qu'est-ce qui explique leur guérison ?.....	17
Figure 1. 4 Synthèse de la section.....	19
Figure 1. 5 Schéma des effets des groupes de déterminants proches de la santé.....	25
Figure 1. 6 Relations entre ressources financières et santé.....	43
Figure 2. 1 Histogramme et courbe de densité de la série 'Aide affectée à la santé rapportée au PIB'	93
Figure 3. 1 Les effets directs et indirects de l'aide étrangère sur la SIJ	125
Figure 3. 2 Histogramme et courbe de densité de l'APD nette rapportée au PIB.....	139
Figure 4. 1 Le niveau de survie associé à un revenu égalitaire (stable) est supérieur à celui associé à un revenu inégalitaire (instable) $s(\bar{y}) > \bar{s}$	157
Figure 4. 2 Le niveau moyen de survie associé à un revenu moyen stable est supérieur à celui associé à un revenu moyen instable, et ce d'autant plus que le revenu moyen est faible*	159
Figure 4. 3 La fonction de survie estimée.....	161
Figure 5. 1 La pauvreté croît davantage (ou diminue moins) lorsque l'instabilité est forte	180
Figure 5. 2 La pauvreté croît davantage lorsque l'instabilité est plus forte	181
Figure A-5. 1 Pour un coefficient de Gini donné, l'instabilité du revenu peut provoquer une modification de la courbe de Lorenz	201

Liste des encadrés

Encadré 1. La santé dans les OMD.....	3
Encadré 2. 1 Le canal des dépenses publiques: la question de la fongibilité.....	61
Encadré 2. 2 La qualité des données issues de la base SNPC du CAD	66

Listes de tableaux

Tableau 1. Caractéristiques économiques et de santé selon la région et le niveau de revenu.....	2
Tableau 1. 1 Etudes microéconomiques des déterminants de la santé.....	27
Tableau 1. 2 Etudes macroéconomiques des déterminants de la santé.....	36
Tableau 2. 1 Tableau synthétique de <i>success stories</i> décrites par Levine et al. (2004).....	57
Tableau 2. 2 Revue de la littérature macroéconomique sur l'efficacité de l'aide affectée à la santé. Synthèse des travaux empiriques.....	60
Tableau 2. 3 Liste des pays de l'échantillon.....	63
Tableau 2. 4 Statistique descriptive sur les données de l'échantillon, 88 pays, 259 observations..	80
Tableau 2. 5 Déterminants de la santé.	82
Tableau 2. 6 Effet de l'aide affectée à la santé sur la survie infanto-juvénile.	84
Tableau 2. 7 Impact marginal de l'aide affectée à la santé (a) sur la survie infanto-juvénile (s), selon une spécification semi-logistique.	85
Tableau 2. 8 Impact marginal de l'aide affectée à la santé sur la survie infanto-juvénile, selon les estimations principales du Tableau 2. 6.....	85
Tableau 2. 9 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide «classique».....	86
Tableau 2. 10 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide à la santé de type « Tavares », avec les engagements de l'aide affectée à la santé des bailleurs de fonds. ..	88
Tableau 2. 11 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide à la santé de type « Tavares », avec les décaissements d'APD globale des bailleurs de fonds.	89
Tableau 2. 12 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide affectée à la santé de type « Guillaumont Laajaj ».	91
Tableau 2. 13 Synthèse des résultats de l'aide affectée à la santé sur la SIJ.....	101
Tableau A-2. 1 Taux de couverture de la base SNPC par rapport à la base CAD (en %), pour les engagements d'APD bilatérale par donneur et par secteur entre 1974 et 2006	103
Tableau A-2. 2 Taux de couverture de la base SNPC par rapport à la base CAD, pour les versements d'APD bilatérale par donneur et par secteur entre 2002 et 2006.	104
Tableau A-2. 3 Effet de l'aide affectée à la santé sur différents sous-échantillons.....	105
Tableau A-2. 4 Effet de l'aide affectée à la santé sur la SIJ. Estimations en <i>Effets fixes</i> sur différents sous échantillons.....	107
Tableau A-2. 5 Effet de l'aide à la santé sur d'autres variables de résultats de santé.....	109
Tableau A-2. 6 Effet de l'aide affectée à la santé sur la SIJ, avec différentes mesures de l'aide affectée à la santé.....	110
Tableau A-2. 7 Effet de l'aide affectée à la santé, sur des périodes plus récentes.	113
Tableau 3. 1 Liste des pays de l'échantillon.....	129
Tableau 3. 2 Statistiques descriptives	131
Tableau 3. 3 Effet de l'aide globale sur la croissance économique.....	132
Tableau 3. 4 Estimations SUR et 3SLS, avec aide globale, de 1980 à 2004	136
Tableau 3. 5 Estimations SUR, avec aide globale, sur différents sous-échantillons, de 1980 à 2004	138
Tableau 3. 6 Estimations SUR et 3SLS, avec aide globale et aide affectée à la santé, 1996-07 ...	142
Tableau 3. 7 Estimations SUR, avec aide globale et aide affectée à la santé (SNPC), sur différents sous-échantillons, de 1996 à 2007	144

Tableau 4. 1 Statistiques descriptives	166
Tableau 4. 2 Calculs de l'impact de l'instabilité (Ins) sur la survie infanto-juvénile (s).....	168
Tableau 4. 3 Impact marginal de l' « instabilité présente » sur la survie infanto-juvénile	168
Tableau 4. 4 Impact marginal de l' « instabilité passée» sur la SIJ	169
Tableau 4. 5 Impact marginal de l' « instabilité globale» sur la SIJ	169
Tableau A-4. 1 Pays de l'échantillon	173
Tableau A-4. 2 Effet de l' « instabilité présente » sur la survie infanto-juvénile	174
Tableau A-4. 3 Effet de l' « instabilité passée » sur la survie infanto-juvénile.....	175
Tableau A-4. 4 Effet global de l' « instabilité passée et présente » sur la survie infanto-juvénile.	176
Tableau A-4. 5 L'aide extérieure compense-t-elle les effets négatifs de l'instabilité ?	177
Tableau 5. 1 Effet marginal d'une augmentation de l'instabilité d'un point de % sur le changement du taux de pauvreté, pour un niveau initial de pauvreté moyen	195
Tableau 5. 2 Effet d'une augmentation de l'instabilité d'un point de pourcentage sur le niveau de pauvreté (en points de %)	196
Tableau 5. 3 Contributions relatives de l'effet de croissance et de l'effet distributionnel de l'instabilité sur le changement de pauvreté.....	197
Tableau A-5. 1 Moyenne de la variation de pauvreté selon le niveau d'instabilité du revenu et le taux de croissance du revenu.	201
Tableau A-5. 2 Statistiques descriptives.....	202
Tableau A-5. 3 Liste des pays de l'échantillon.....	203
Tableau A-5. 4 Modèle de variation de la pauvreté: modèle standard et version augmentée.....	204
Tableau A-5. 5 Modèle de variation de la pauvreté incluant l'instabilité du revenu	205
Tableau A-5. 6 Calculs de variation du Gini et de variation des revenus « nets des effets de l'instabilité »	206
Tableau A-5. 7 Effet de l'instabilité sur la variation de pauvreté	207
Tableau A-5. 8 Test de robustesse de l'effet de l'instabilité sur la variation de la pauvreté : autres mesures d'instabilité	208
Tableau A-5. 9 Estimations simultanées avec l'estimateur SUR.....	209
Tableau A-5. 10 Pays à faible revenu (PFR) contre pays à revenu intermédiaire	210
Tableau A-5. 11 L'aide étrangère compense-t-elle les effets de l'instabilité ?.....	211

Selon la définition de l'Organisation Mondiale de la Santé dans sa Constitution (1946), « la santé est un état de complet bien-être physique, mental et social, et ne consiste pas seulement en une absence de maladie ou d'infirmité ». La possession du meilleur état de santé qu'il est capable d'atteindre constitue l'un des droits fondamentaux de tout être humain, quelles que soient sa race, sa religion, ses opinions politiques, sa condition économique ou sociale. La santé a ainsi vu sa place confortée au sein des droits humains dits essentiels (Boidin 2007) : elle est d'ailleurs, depuis le début des années 1990, prise en compte dans beaucoup d'indicateurs de développement humain élaborés¹. De même, en 2001, lors de la conférence de l'organisation mondiale du commerce tenue à Doha, les problèmes de santé ont été reconsidérés, notamment suite à la pression de l'opinion publique mondiale, qui avait par exemple incité au retrait de la plainte des firmes pharmaceutiques déposée à l'encontre des pays en développement producteurs de médicaments brevetés².

La santé dans les pays à faible revenu

La santé est un droit humain, c'est de nos jours incontestable. Il paraît en effet injuste que certaines populations, parce qu'elles sont pauvres en ressources, souffrent de maladies évitées dans les pays riches, comme les affections liées à la malnutrition, mais aussi les rougeoles, etc., dont souffrent beaucoup d'enfants des pays en développement. Les taux de

¹ Nous pensons notamment à l'indice de développement humain du PNUD.

² L'Association de l'industrie pharmaceutique d'Afrique du Sud et 39 laboratoires pharmaceutiques internationaux avaient déposé une plainte contre l'Afrique du Sud : les firmes lui reprochaient de ne pas respecter le droit international des brevets, en particulier à travers sa politique d'importations parallèles de médicaments antirétroviraux permettant de soigner les séropositifs à un coût plus faible. Mais sous la pression internationale, les firmes ont finalement retiré leur plainte (Boidin 2007).

mortalité infanto-juvénile passent ainsi de 7 pour mille naissances dans les pays à revenu élevé à 122 pour mille en moyenne dans les pays à revenu faible. De même, l'espérance de vie à la naissance est de 79 ans dans les pays à revenu élevé contre 59 ans en moyenne dans les pays à revenu faible, et 46 ans dans les pays d'Afrique subsaharienne (cf. Tableau 1).

Quelles sont les raisons à ces différences ? La santé est un bien public et l'implication des Etats est nécessaire pour garantir de bons résultats de santé. Les différentes conférences internationales sur la promotion de la santé (Ottawa 1986, Adélaïde 1988, etc.) ont amené à recommander aux gouvernements d'investir dans les politiques pour la santé et dans la promotion de la santé afin d'améliorer l'état de santé de tous leurs citoyens. Leurs buts principaux doivent être d'instaurer un environnement physique et social propice, de faciliter les choix des citoyens en faveur de leur santé, de combler les écarts de santé entre les personnes défavorisées et les autres. Il est néanmoins probable que certains gouvernements ne réalisent pas cet effort : on ne peut bien sûr nier le rôle des responsabilités nationales ni même individuelles dans la situation sanitaire pauvre de certains pays. Mais il est également nécessaire de prendre en compte les handicaps structurels de ces pays et individus.

Tableau 1. Caractéristiques économiques et de santé selon la région et le niveau de revenu

Groupes de pays	PIB par tête (\$ US)	Dép. santé par tête (\$ US)	Dép. santé % PIB	Dép. pub. de santé % Dép. tot. de santé	Ress. Ext. % Dép. tot. de santé	Esp.vie à la naiss. (années)	Mortalité infanto juvénile (pour mille naiss.)	Ratio Recettes totales % PIB
Par région								
Asie de l'est et Pacifique	1 457	64	4.4	39.8	0.5	70	37	19.1
Eur. Est et Asie centrale	3 801	250	6.6	67.8	1.1	69	34	28.6
Amér. Lat. et Caraïbes	3 777	273	7.3	51.2	0.4	72	31	23.0
Moy.-Or. et Afr. Nord	1 833	103	5.7	49.1	1.2	69	55	27.3
Asie du Sud	611	27	4.6	18.8	1.5	63	92	15.0
Afrique subsaharienne	462	21	4.7	43.6	15.0	46	168	22.9
Par niveau de revenu								
Pays à faible revenu	533	24	4.7	23.9	5.4	59	122	17.4
Pays à rev.inter. faible	1 681	91	5.4	47.3	0.5	70	42	24.2
Pays à rev. inter. élevé	5 193	342	6.6	57.8	0.7	69	28	28.5
Pays à revenu élevé	33 929	3 810	11.2	60.4	0.0	79	7	35.2

Sources: Schieber et al. 2007. Notes: les moyennes nationales sont pondérées par la population du pays considéré. Le PIB et les dépenses de santé par tête sont ajustés en fonction des taux de change. Les données sur l'Afrique subsaharienne n'incluent pas l'Afrique du Sud.

Handicaps structurels des pays en développement et nécessité de l'aide étrangère

Le manque de moyens, le manque d'éducation, en somme le manque de « capacités » (Sen 2000) fait apparaître comme juste et nécessaire l'aide étrangère. Plus particulièrement, la structure des économies des pays à faible revenu leur donne des difficultés à prélever des impôts : les pays à faible revenu collectent 17% de leur PIB en moyenne pour leurs ressources domestiques – contre 35% pour les pays à revenu élevé (Schieber et al. 2007, cf. Tableau 1). Ainsi, dans les pays à revenu faible, 76% des dépenses de santé sont privées – c'est l'inverse dans les pays riches, où 60% des dépenses de santé sont publiques. Parallèlement, les dépenses de santé par personne dans les pays à revenu élevé sont plus de 150 fois élevées que dans les pays à faible revenu³ (Schieber et al. 2006).

Or, l'atteinte des besoins dits essentiels nécessite des dépenses. La communauté internationale utilise en cela deux points de référence : (1) les coûts pour atteindre les objectifs du millénaire pour le développement (OMD) est estimé à 20 à 70 milliards de dollars par an ; (2) concernant spécifiquement la santé, la Commission Macroéconomie et Santé a estimé que l'atteinte d'objectifs de santé de base nécessitait 34 dollars par personne et par an (Sachs 2002). Néanmoins, même si les pays à revenu faible étaient capables de collecter 1 ou 2% de PIB supplémentaires pour financer la santé, cela ne serait pas suffisant, et même largement inférieur à ce qui est recommandé pour atteindre les OMD (Schieber et al. 2007). C'est ainsi que lors de la conférence de Monterrey sur le financement du développement, en 2002, les bailleurs de fonds internationaux se sont engagés à doubler leurs montants d'aide d'ici 2010, pour l'atteinte des objectifs du millénaire pour le développement.

Encadré 1. La santé dans les OMD

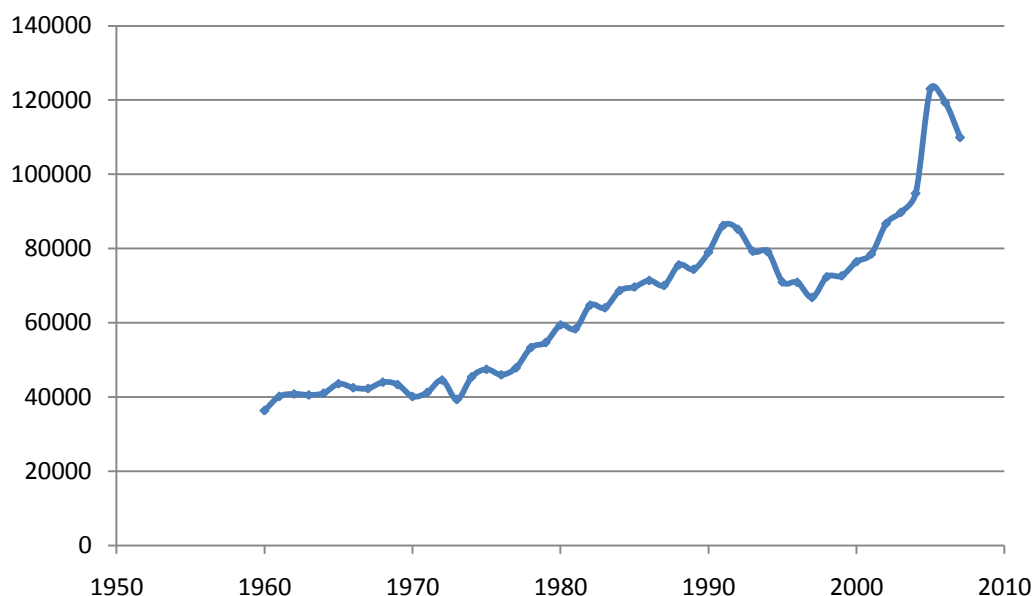
Parmi les huit objectifs du millénaire pour le développement définis en 2000, trois concernent directement la santé des populations. La communauté internationale s'est en effet engagée à mettre en œuvre le nécessaire pour qu'entre 1990 et 2015, le taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans soit diminué de deux tiers (objectif 4), le taux de mortalité maternelle soit réduit de trois quarts (objectif 5a), l'accès à la médecine procréative soit rendu universel (objectif 5b), et le SIDA, le paludisme et d'autres maladies graves soient maîtrisés (objectif 6). La santé est non seulement vue comme un droit humain fondamental, mais elle est également devenue centrale dans les enjeux du développement.

³ En parité de pouvoir d'achat, elles sont encore 30 fois plus élevées.

Niveaux et évolution de l'aide étrangère

Si les engagements pris lors de Monterrey ne seront probablement pas atteints en 2010, ils ont néanmoins permis une reprise de l'aide internationale. Celle-ci avait observé une chute importante en termes réels dans les années 1990 (Figure 1), due en partie à la baisse de motivation stratégique suite à la fin de la Guerre Froide. Mais, depuis 2000, on observe une reprise de l'aide publique au développement, qui atteint plus de 120 milliards de dollars en 2005, avant de diminuer à 110 milliards en 2007.

Figure 1. Evolution de l'aide publique au développement dans le monde, en millions de dollars américains de 2007



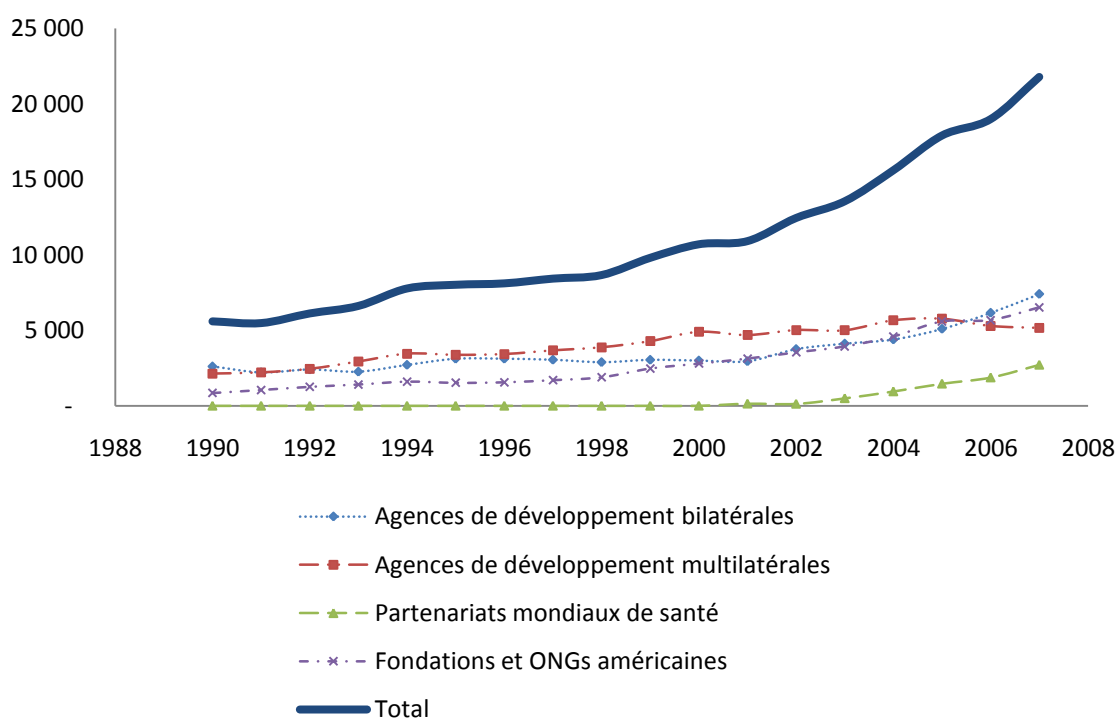
Source: Comité d'Aide au Développement (CAD), OCDE

L'aide internationale affectée à la santé a, elle, observé une augmentation constante et importante depuis le début des années 1990, comme l'illustre la Figure 2, ci-dessous. Ainsi, selon l'Institute of Health Metrics and Evaluation (IHME), les flux internationaux d'aide, publique et non publique, affectée à la santé, ont quadruplé depuis 1990, et s'élevaient en 2007 à plus de 20 milliards de dollars. Parmi ceux-ci, une large proportion provient de la société civile, à travers les organisations non gouvernementales et les fondations privées. En effet, selon les données de l'IHME (2009), en 2007, environ un

tiers de l'aide étrangère à la santé provenait du secteur privé américain⁴. Nous constatons que ces dernières années, la société civile s'est de plus en plus manifestée pour améliorer la santé des populations en manque de ressources (cf. Figure 2). C'est là la preuve que l'opinion publique souhaite plus de justice dans le monde, au moins en matière de santé. Les partenariats mondiaux de santé, comme le GAVI et le GFATM, sont par ailleurs très populaires, et comptent, en 2007, pour 13% des flux internationaux affectés à la santé.

La plus grande partie des flux d'aide à la santé est néanmoins de source publique. Selon l'IHME, en 2007, plus d'un tiers de l'assistance à la santé provient d'agences de développement bilatérales, le reste provenant des Nations Unies (15%), de la Banque Mondiale (5%), de la Commission Européenne (2%) et des Banques Régionales de Développement (2%). Enfin, toujours selon l'IHME, plus de 60% des flux d'aide à la santé sont des flux financiers. Les autres correspondent à de l'aide en nature : dons de médicaments et marchandises ou assistance technique, services, gestion et recherche.

Figure 2. Evolution de l'aide internationale à la santé dans le monde, en millions de dollars américains de 2007.



Source : IHME 2009

⁴ L'IHME (2009) ne fournit pas de données sur l'aide provenant du secteur privé autre qu'américain.

L'efficacité de l'aide en question

Nous observons un engouement certain pour la santé dans le monde, autant de la part de l'opinion publique que des gouvernements et institutions multilatérales. Mais l'aide étrangère permet-elle vraiment d'améliorer la santé des populations en manque de ressources ? Certains programmes ou projets bien définis démontrent leur efficacité. Mais, d'une manière générale, même si nous pouvons supposer qu'elle ne peut être qu'efficace, nous n'en avons pas la certitude.

En réalité, la solution de l'aide étrangère ne fait pas l'unanimité. Les bénéfices de l'aide étrangère sont en effet sérieusement mis en doute par, notamment, Easterly (2007, 2008) qui parle de l'aide comme d'un « fardeau » et, plus récemment, par l'économiste zambienne Dambisa Moyo qui souhaiterait « la mort de l'aide » (2009). Ces écrits, bien qu'extrémistes dans leurs propos, ont l'avantage de dénoncer les effets pervers de l'aide publique au développement. Il est vrai que l'aide peut être associée à de la corruption : elle peut davantage bénéficier aux caisses des dirigeants du peuple qu'au peuple lui-même. On peut citer notamment les dérives liées à la « Françafrique », dénoncées par Verschave (2003), qui auraient davantage servi les intérêts des dirigeants africains (et français) que ceux de leurs citoyens. D'autres effets pervers de l'aide comme le syndrome hollandais ou bien les problèmes de gestion de l'aide sont également mis en avant. Concernant ce dernier, sont décriés notamment le manque de prévisibilité des flux d'aide ainsi que la fragmentation de l'aide et les multiples procédures administratives qui en découlent et qui imposent un lourd travail administratif à des bureaucraties initialement faibles (Easterly 2008). Enfin, un autre effet néfaste de l'aide est la dépendance créée, et le manque d'incitations aux gouvernements à rassembler des ressources publiques au niveau national (Easterly 2008). Cependant, le problème des incitations pour la fourniture de biens publics a toujours existé, mais il ne remet pas en cause leur nécessité.

En effet, malgré ces éventuels dérapages, pour les raisons citées auparavant, les fonds publics extérieurs paraissent fondamentaux pour améliorer la santé des populations vivant dans des régions manquant de ressources. La santé est un bien public, et, en tant que tel, tout pays souhaitant assurer une santé de base à sa population doit s'en donner les moyens. S'il ne le peut pas, il paraît « juste » que le reste du monde lui en donne les moyens et lui vienne en aide.

L'objet de cette thèse est d'évaluer l'efficacité de l'aide à améliorer la santé. Ce sujet n'a pas été souvent exploré, le débat étant essentiellement focalisé sur l'efficacité de l'aide à apporter de la croissance. L'une des raisons à cela est la « mode de la croissance » dans les années 90 et l'idée selon laquelle la croissance du PIB synthétise à elle seule le développement d'une économie et l'amélioration du bien-être dans toutes ses dimensions. Il est intéressant par ailleurs d'évaluer par quels canaux l'aide améliore la santé : la santé peut être améliorée par des fonds directement affectés au système de santé mais aussi par une amélioration globale de l'environnement.

Plan de la thèse

La première partie de cette thèse étudie les analyses des déterminants biologiques et socio-économiques de la santé. Elle permet d'identifier les canaux par lesquels l'aide étrangère peut passer pour améliorer la santé des populations. Le **chapitre 1** observe dans un premier temps que les populations des pays pauvres sont en mauvaise santé, par rapport à celles des pays industriels : les taux de mortalité infanto-juvénile sont bien plus élevés – sans commune mesure – dans les pays en développement. L'étude des causes biologiques des décès montre d'ailleurs qu'une grande partie des maladies dont souffrent les enfants des pays en développement sont évitables et curables. Nous changeons ensuite de niveau d'analyse, et mettons en avant les causes socio-économiques de la mauvaise santé des populations. Nous observons notamment que le niveau de richesse de la population et les actions sanitaires publiques sont mis en avant dans la littérature sur les déterminants socio-économiques de la santé. Ce sont là deux canaux par lesquels l'aide étrangère peut agir efficacement sur la santé.

Partant de là, la deuxième partie étudie les effets de l'aide extérieure sur la santé. Le **chapitre 2** analyse les effets des fonds extérieurs affectés à la santé sur la survie des enfants dans les pays en développement. L'objectif de ce chapitre est de tester l'efficacité de l'aide orientée vers la santé, au niveau macroéconomique. De nombreuses études microéconomiques ou évaluations de programmes ont d'ores et déjà suggéré que les activités d'aide affectée à la santé étaient efficaces, mais aucune analyse macroéconomique solide n'a établi de lien entre l'aide affectée à la santé et la santé des

populations. Dans ce chapitre, à partir de données pour 88 pays en développement sur la période 1996-2007, nous estimons l'effet des flux d'aide ciblée vers la santé sur la survie infanto-juvénile. La double causalité entre l'aide et la santé est traitée à travers diverses batteries d'instruments, inspirées de la littérature sur l'efficacité de l'aide globale sur la croissance. Nos résultats, robustes à de nombreuses variations, suggèrent que l'aide affectée à la santé est efficace pour améliorer la survie des enfants, et qu'elle l'est davantage dans les pays les plus touchés par des taux de mortalité importants.

Le **chapitre 3** essaie également d'évaluer les effets de l'aide sur la santé. Cette fois-ci, nous analysons les effets de l'aide globale sur la santé. En effet, au niveau macro-économique, beaucoup de travaux économétriques ont étudié l'impact de l'aide internationale sur la croissance économique. Peu en revanche ont étudié son effet sur la santé des populations. Ici, on tente de faire le lien : si l'aide internationale dynamise la croissance des revenus économiques, alors par ce biais, elle doit amener une amélioration de la santé. En effet, comme développé dans le chapitre 1, les revenus de la population sont très corrélés avec sa santé. Ainsi, dans l'étude empirique de ce chapitre, nous décomposons les effets de l'aide globale sur la santé entre ceux qui passent par une amélioration de l'environnement socio-économique, et ceux qui, par leurs activités plus ciblées sur les systèmes de santé, ont un effet « direct » sur la santé. Notre étude repose sur un échantillon de 56 pays en développement sur la période 1980-2004. Les effets directs et indirects de l'aide publique au développement sur la santé sont estimés simultanément grâce à l'estimateur SUR. La double causalité est également traitée avec l'estimateur des *Triples moindres carrés*. Les résultats sont très hétérogènes et il semblerait que l'amélioration de la santé induite par l'aide passe essentiellement par les activités axées sur la santé. Une tendance inverse semble cependant se profiler pour la région d'Afrique subsaharienne : ici, les effets positifs de l'aide sur la santé passeraient essentiellement par la croissance économique.

La troisième partie prend en compte le fait que l'aide est davantage efficace dans les pays les plus vulnérables et les plus instables. Nous partons du constat établi dans la littérature selon lequel l'aide permet de compenser les effets négatifs de l'instabilité macroéconomique sur la croissance économique (Chauvet et Guillaumont, 2001, 2004, 2009). Notre hypothèse est que l'aide doit jouer un rôle d'assurance et permettre une

compensation des effets négatifs de l'instabilité sur la santé ou la pauvreté. Cette partie tend à vérifier au préalable l'impact négatif de l'instabilité macroéconomique sur la santé et la pauvreté, puis ouvre sur l'éventuelle compensation exercée par l'aide étrangère.

Le **chapitre 4** analyse l'impact de l'instabilité macroéconomique, mesurée à travers l'instabilité du revenu moyen, mais aussi à travers celles des prix agricoles internationaux, de la production agricole et des exportations, sur la survie infanto-juvénile. L'influence du niveau de revenu par tête sur la mortalité est fréquemment soulignée dans la littérature, mais une même croissance du revenu n'exerce pas le même effet sur la mortalité infanto-juvénile selon qu'elle est stable ou instable. Les successions de hausses et baisses du revenu sont en effet susceptibles d'avoir des effets asymétriques sur la mortalité. L'objectif de cette analyse est ainsi de montrer comment l'instabilité macroéconomique influence l'évolution de la mortalité infanto-juvénile à revenu moyen donné. L'étude est réalisée en panel à partir d'un échantillon de 97 pays en développement sur la période 1980-1999. Les résultats montrent que l'instabilité du revenu moyen, ainsi que les instabilités primaires (instabilité climatique, instabilité des exportations et instabilité des prix agricoles mondiaux), qui sont les principales sources de l'instabilité du revenu, ont un effet direct significatif sur le taux de survie infanto-juvénile. Cet effet apparaît non négligeable à court terme. En outre, l'instabilité semble avoir également un effet de plus long terme sur la survie, bien que de plus faible ampleur.

Le **chapitre 5** élargit cette étude et analyse l'impact de l'instabilité sur la réduction de la pauvreté. En effet, l'instabilité macroéconomique est de plus en plus considérée comme un facteur réduisant la croissance économique, et, par ce biais, comme un facteur freinant la réduction de la pauvreté. Cependant, en raison des trappes de pauvreté souvent examinées au niveau microéconomique, l'instabilité peut aussi résulter, pour un niveau de croissance moyen donné, en une réduction de la pauvreté moins importante. Ici, nous estimons un modèle de changement de la pauvreté avec des données de panel pour plus de 80 pays entre 1981 et 2005. Nous trouvons que l'instabilité résulte en une plus faible réduction de la pauvreté pour un niveau de croissance donné. Cela reflète un effet sur la distribution non complètement capté par un changement dans le coefficient de Gini.

Partant de ces résultats et de la littérature établie, il est alors probable que l'aide internationale permette une amélioration des situations sanitaires et de pauvreté d'autant

plus importante que le pays bénéficiaire est touché par l'instabilité économique. Il est en effet établi dans la littérature sur le financement extérieur que l'aide totale permet de compenser les effets négatifs de l'instabilité sur la croissance (Chauvet et Guillaumont 2009). Par ailleurs, de récents travaux mettent en évidence la plus grande efficacité, durant les périodes instables, d'autres types de financement extérieur, comme des transferts de migrants (Le Goff 2010). Dans le cadre de cette thèse, des estimations préliminaires ont été réalisées pour tester l'efficacité de l'aide étrangère sur la santé (chapitre 4) et la réduction de la pauvreté (chapitre 5) en période d'instabilité. Notamment, les estimations menées sur la réduction de la pauvreté vont en partie dans le sens de nos hypothèses et incitent à davantage d'investigations dans ce domaine.

Partie 1 – Les déterminants de la santé

Cette partie contient un unique chapitre permettant d'identifier les déterminants socio-économiques de la santé, et d'apercevoir dans quelle mesure et par quel(s) chemin(s) l'aide étrangère peut agir sur la santé.

Chapitre 1 Les analyses biomédicales et socio-économiques des déterminants de la santé

Résumé

Ce chapitre révisé la littérature sur les déterminants de la santé, et permet d'apercevoir dans quelle mesure et par quel(s) chemin(s) l'aide étrangère peut agir sur la santé.

Deux degrés d'analyse des déterminants de la santé sont successivement étudiés. Le premier observe les causes biomédicales de la mortalité infanto-juvénile. Le second remonte la chaîne des causalités et analyse les causes socio-économiques de la bonne ou mauvaise santé des individus, aux niveaux micro puis macro. Cette étude nous permet d'identifier les déterminants macroéconomiques utilisés dans la littérature. Notamment, le niveau de richesse moyen de la population et les actions publiques de santé du gouvernement sont étudiés avec attention, car ce sont là des chemins par lesquels l'aide internationale est susceptible d'agir.

Dans cette partie, nous nous intéressons aux déterminants de la santé des enfants, et plus particulièrement de la mortalité infanto-juvénile. Il est en effet admis que cette variable reflète le niveau de santé dans une population⁵. Par ailleurs, le taux de mortalité infanto-juvénile étant focalisé sur la population des enfants de moins de cinq ans, les comparaisons entre pays et périodes sont aisées⁶. Enfin, même si on se focalise sur une petite proportion de la population, les études passées montrent que la mortalité infanto-juvénile dépend de l'accès aux médicaments et aux services de santé, de l'accès à l'eau et aux sanitaires de qualité, de la santé des mères, de la nutrition des mères et des enfants, de l'exposition des mères et enfants aux maladies. En ce sens, la mortalité infanto-juvénile est un bon indicateur de santé, et c'est celui sur lequel nous nous focalisons tout au long de ce chapitre. Néanmoins, nous ne négligeons pas les études qui analysent d'autres indicateurs de santé, que ce soient des indicateurs de santé des enfants (comme les rapports taille/âge, etc.) ou des indicateurs de la santé en général (comme l'espérance de vie ou l'espérance de vie en bonne santé).

L'objectif de ce chapitre est d'identifier les déterminants socio-économiques de la santé au niveau macroéconomique, et d'anticiper dans quelle mesure et par quel(s) chemin(s) l'aide étrangère peut agir sur la santé. Deux niveaux d'analyse des déterminants de la santé sont successivement étudiés. La première section étudie le premier niveau d'analyse, à savoir celui des causes biomédicales de la mortalité des jeunes enfants dans le monde, et tente de le relier au second niveau d'analyse, à savoir celui des facteurs socio-économiques sous-jacents de la mortalité infanto-juvénile. Ce niveau est détaillé dans la deuxième section : nous y explorons les modèles microéconomiques puis macroéconomiques. Enfin, nous focalisons enfin notre analyse

⁵ L'espérance de vie pourrait également être un bon indicateur puisqu'il reflète le niveau de mortalité de toute la population, en synthétisant les schémas de mortalités prévalant à tous les groupes d'âge, c'est-à-dire chez les enfants, mais aussi chez les adolescents, les adultes et les personnes âgées. Cependant, le manque d'informations complètes et fiables sur les données de mortalité des adultes et personnes âgées dans les pays en développement ne permet pas d'obtenir des données très fiables. En effet, les estimations de l'espérance de vie sont souvent réalisées à partir de modélisations, basées à partir de données sur d'autres populations, et sont, au final, peu fiables.

⁶ Les comparaisons sont moins aisées avec l'espérance de vie, car les réductions de mortalité suggérées par une augmentation de l'espérance de vie peuvent avoir lieu parmi des groupes d'âge différents selon les pays (Deaton 2006, Cutler et al. 2006). Cela étant, l'espérance de vie est un indicateur fortement influencé par les schémas de mortalité infanto-juvénile.

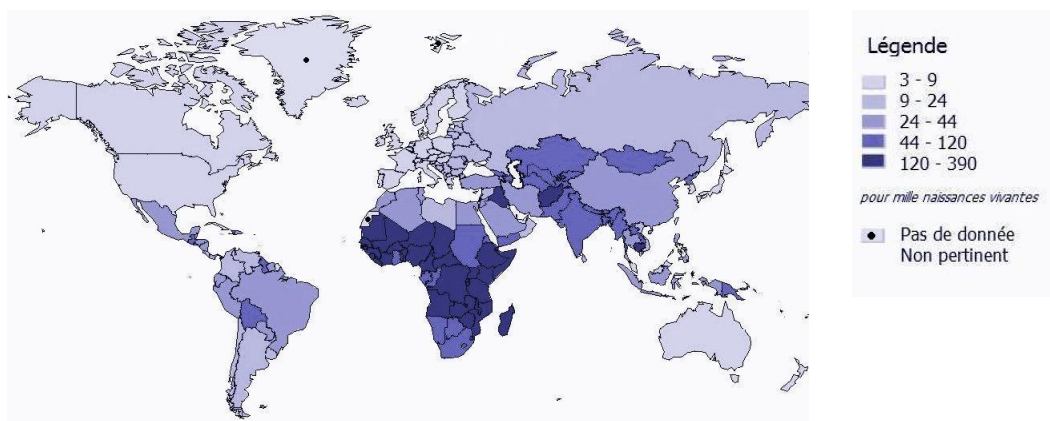
sur des variables socio-économiques par lesquelles l'aide internationale peut agir efficacement sur la santé.

1. Les causes biomédicales de la mortalité infanto-juvénile

1.1 Les causes biomédicales

Selon les estimations de l'UNICEF (2008), le nombre de décès d'enfants de moins de cinq ans dans le monde s'élevait à 9.7 millions en 2006. La plupart ont lieu dans les régions en développement : près de la moitié en Afrique subsaharienne, et 40% en Asie du Sud et de l'Est et dans la région Pacifique. Les taux de mortalité infanto-juvénile sont en effet beaucoup plus élevés dans les pays en développement que dans les pays développés (Figure 1. 1).

Figure 1. 1 Les taux de mortalité infanto-juvénile dans le monde, 2003

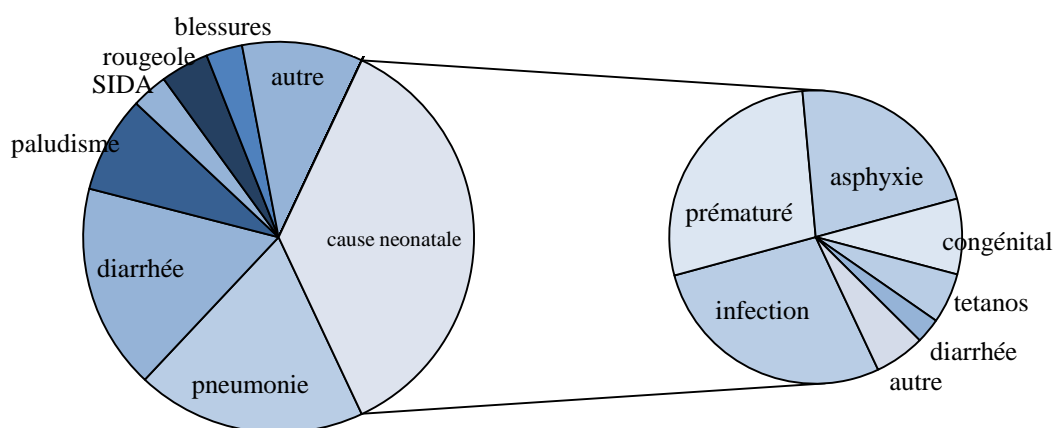


Source : Global Virtual University, Nations Unies, 2009

Les principales causes immédiates de décès d'enfants de moins de cinq ans sont bien connues. Dans le monde entier, ces décès sont principalement dus à des causes néonatales, à la pneumonie, la diarrhée, le paludisme, les rougeoles et le SIDA (OMS 2008, Figure 1. 2).

Environ 40% des décès survenus avant l'âge de cinq ans ont lieu durant la période néonatale, c'est-à-dire durant le premier mois de la vie (UNICEF 2008)⁷. D'après l'OMS (2008), 98% de ces décès ont lieu dans les pays en développement, et la plupart sont liés au fait qu'ils sont prématurés, asphyxiés ou qu'ils sont touchés par des infections graves telles que des pneumonies ou des septicémies (OMS 2008). Concernant l'ensemble des enfants de moins de cinq ans, les principales maladies mises en cause sont la pneumonie, la diarrhée, le paludisme, les rougeoles et le SIDA (OMS 2008). Environ 2 millions d'enfants de moins de cinq ans meurent de pneumonie chaque année, ce qui représente 19% de la mortalité infanto-juvénile (UNICEF 2008, Türmen 2002). Les diarrhées sont la cause de 18% des décès. Enfin, le paludisme, le SIDA et la rougeole sont responsables ensemble de 15% de la mortalité infanto-juvénile (UNICEF 2008)⁸.

Figure 1. 2 Principales causes de la mortalité infanto-juvénile dans le monde



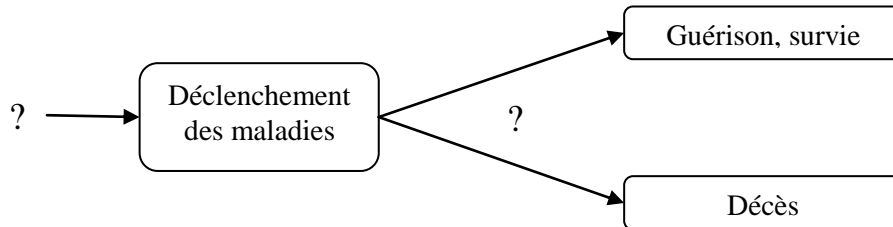
Source: UNICEF, 2008

Ces maladies sont pour la plupart évitables et curables. Alors qu'est-ce qui fait que ces enfants n'évitent pas ces affections ? Et qu'est-ce qui fait qu'ils ne guérissent pas (Figure 1. 3) ? Dans la partie qui suit, nous remontons la chaîne des causalités de déclenchement des maladies et voyons également en partie les raisons qui rendent fatales certaines de ces maladies.

⁷ Cette proportion varie, selon les estimations basées sur des données de 2000, de 33% à 42% (Black et al. 2003, OMS 2002).

⁸ Selon d'autres sources (OMS 2002, Black et al. 2003), les pneumonies seraient responsables de 19% à 21% des décès, les diarrhées de 13% à 22%, et le SIDA et la rougeole réunis de 13% à 17%.

**Figure 1. 3 Quelles sont les causes de l'arrivée des maladies ?
Qu'est-ce qui explique leur guérison ?**



Source : Auteur

1.2 Quelles sont les causes du déclenchement des maladies ? Pourquoi causent-elles autant de décès ?

Le fait de guérir ou non d'une maladie dépend en partie de la qualité des soins curatifs. Cependant, la survenue de la maladie et sa guérison sont toutes deux liées aux fragilités des individus. Ces fragilités sont elles-mêmes inhérentes à la malnutrition, mais aussi à l'eau non potable, aux installations sanitaires inadéquates, au manque d'hygiène, aux comportements sexuels à risque et à la fumée intérieure causée par des combustibles solides (Ezzati et al. 2002).

La *malnutrition* contribue directement et indirectement à 60% ou plus des décès d'enfants (Türmen 2002, OMS 2008). Les enfants issus de mères sous nourries naissent généralement avec un poids faible et ont en conséquence un mauvais système immunitaire, ce qui les expose à de hauts risques d'infections. La sous nutrition des mères est donc une des causes sous-jacentes des maladies infectieuses attrapées par leurs enfants, et, dans le pire des cas, de leurs décès (Black et al. 2003). La sous nutrition directe des enfants entraîne les mêmes problèmes. Par exemple, les enfants sous alimentés ont plus de risque de contracter une pneumonie (UNICEF 2008).

On observe d'ailleurs nécessairement que dans les pays à mortalité infanto-juvénile élevée, la prévalence de sous et mal nutrition est importante : dans ces pays, en 2005,

32% des enfants de moins de cinq ans étaient considérés comme « plus petits que la normale »⁹ (OMS 2008). La qualité et la quantité de la nutrition ont toutes deux leur importance pour déterminer la croissance et le développement de l'enfant (Türmen 2002) ; et, dans les pays en développement, beaucoup souffrent de sous-poids, mais aussi de déficiences en fer, en vitamine A, en zinc, et autres micronutriments (Ezzati et al. 2002), autant d'éléments qui peuvent affaiblir le système immunitaire¹⁰.

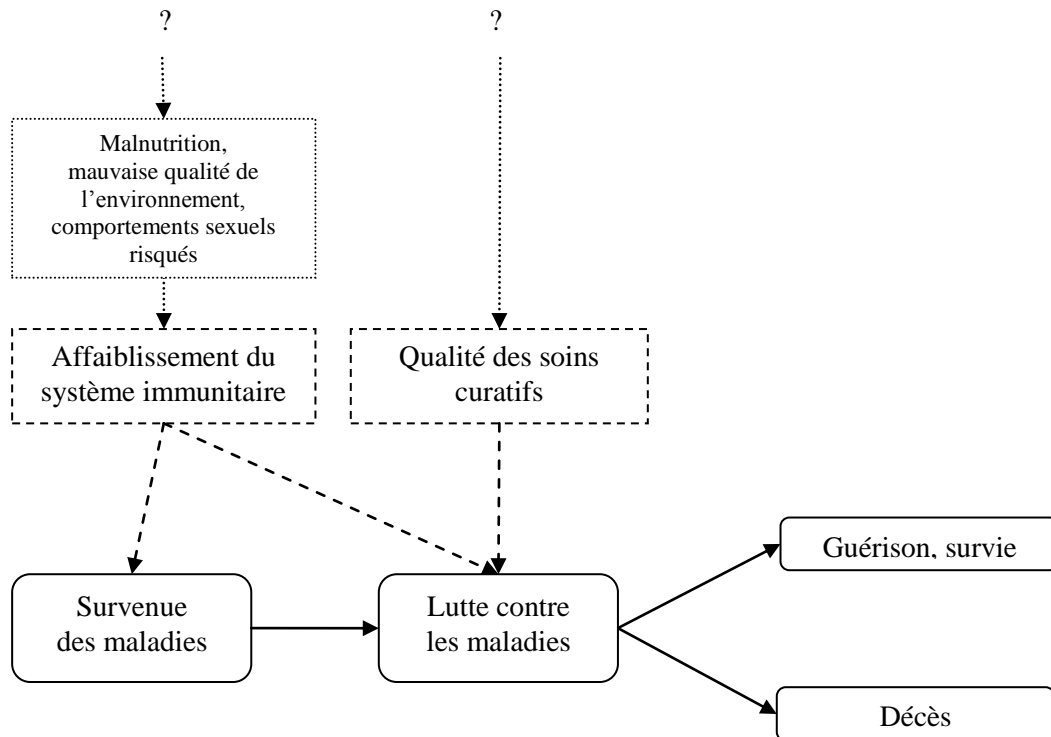
L'*environnement* a également son importance dans la mortalité des jeunes enfants. Des installations sanitaires et des conditions de logement insalubres, une hygiène personnelle pauvre, le manque d'eau potable, etc. Tous ces éléments augmentent les risques de développer des diarrhées (Türmen 2002), ils sont même responsables chaque année d'environ 1.5 million de décès d'enfants de moins de cinq ans selon l'OMS (2002). De même, la pollution intérieure, comme la fumée de tabac ou la fumée de combustibles solides comme le bois ou le charbon, augmente de façon importante le risque d'infections respiratoires et contribuent à rendre les enfants vulnérables à la pneumonie (Türmen 2002, UNICEF 2008). Le *comportement sexuel risqué des parents* est aussi mis en cause pour environ 10% du fardeau de la morbidité et de la mortalité des enfants (Ezzati et al. 2002). Enfin, les fragilités ont davantage de probabilité de se développer lors de la *coexistence* de plusieurs risques dans le même temps.

⁹ Leur taille était inférieure de 2 écarts-types par rapport au médian de la population de référence.

¹⁰ Pour une description détaillée des problèmes subséquents à chaque type de déficience, voir le rapport sur la santé dans le monde 2002 (OMS), chapitre 4.

Figure 1. 4 Synthèse de la section

- Eléments de réponse à : quelles sont les causes du déclenchement des maladies et qu'est-ce qui explique leur guérison ?
- Eléments manquants : à quoi sont dus la malnutrition, la mauvaise qualité de l'environnement, les comportements sexuels à risque ? à quoi est due la qualité des soins curatifs ?



Source : Auteur

1.3 Où se place l'analyse des sciences socio-économiques dans la recherche des déterminants de la santé ?

Si on remonte la chaîne des causalités, on suppose que les risques de mortalité, plus présents dans les pays en développement que dans les pays industrialisés, sont en partie le résultat d'un manque de *ressources*. On pense notamment à la sous-nutrition, qui est un des malheureux résultats de la pauvreté monétaire. Ces dangers résultent également de comportements à risque, comme l'utilisation de charbon à l'intérieur de la maison, ou le fait de ne pas allaiter l'enfant. Ces comportements peuvent donc être liés à un *manque de*

connaissances. De même, un suivi médical des femmes durant leur grossesse¹¹ pourrait éviter les naissances prématurées ainsi que des complications de grossesse. Mais il se peut que les femmes ne soient pas bien informées des dangers encourus si elles ne consultent pas. Ou alors, elles n'ont pas accès à ce genre de services, soit par un manque de ressources financières, soit par un manque d'infrastructures dans la communauté où elles vivent.

La présence d'*infrastructures de santé* est en effet importante, tant pour la prévention que pour la guérison. Cependant, de même que précédemment, le manque de *ressources financières* peut à la fois créer une barrière à l'accès de ces soins pour les plus pauvres, mais aussi rendre la qualité des soins moindre. De plus, la qualité des soins est liée, entre autres, à *l'éducation* du personnel de santé (Wagstaff et Claeson 2004). En effet, il existe des traitements peu coûteux qui pourraient éviter de nombreux décès¹², mais ils ne sont pas toujours appliqués, pour des raisons de méconnaissance ou de culture.

En somme, la plupart des facteurs de risques pourraient être évités (Black et al. 2003), pour peu que des moyens socio et économiques soient déployés. Il semble donc clair que l'analyse socio-économique peut en partie expliquer l'état de santé dans les pays en développement, et par conséquent, servir à trouver les moyens de l'améliorer. C'est l'objet de la partie suivante.

2. L'étude des déterminants socio-économiques de la santé

2.1 Premiers modèles

L'étude des causes socio-économiques de la santé ne peut se faire sans penser aux causes biomédicales de la santé. Les premiers modèles des déterminants socio-économiques de la santé se basent sur les études biomédicales, et tentent de lier les

¹¹ Dans les régions en développement, durant la période 2000-2006, un quart des femmes enceintes n'avaient jamais été examinées par des agents de santé qualifiés au cours de leur grossesse (UNICEF 2008).

¹² Par exemple, l'utilisation de sels de réhydratation orale avec des suppléments de zinc permettent de réduire la durée et la sévérité de la diarrhée et peuvent éviter la nécessité d'hospitalisation (OMS 2008). Pourtant, pour des raisons de manque de connaissance ou bien culturelles, ces traitements ne sont pas toujours appliqués.

facteurs biologiques aux variables socio-économiques. Wolpin (1997) fournit une bonne vue d'ensemble des problèmes liés à l'analyse des déterminants socioéconomiques de la mortalité des enfants. Il rappelle notamment qu'une grande composante de la littérature biomédicale s'intéresse aux déterminants dits « comportementaux » : cela laisse place aux analyses des sociologues et économistes. Il faut néanmoins se plonger dans cette littérature pour trouver comment intégrer dans un même schéma des facteurs biologiques et des facteurs socio-économiques.

Dans la littérature biomédicale des déterminants de la mortalité des enfants, les causes « exogènes » sont distinguées des causes « endogènes » (Wolpin 1997). Les causes dites endogènes sont celles qui précèdent la naissance et qui sont basées sur des critères biologiques, comme les malformations génétiques, les blessures de naissance, etc. Les causes dites exogènes proviennent de l'environnement post néonatal, c'est-à-dire à partir du 29^e jour. Il s'agit d'infections, accidents, etc. Non seulement cette distinction semble tout à fait arbitraire, mais en plus cela n'est pas très clair.

Mosley et Chen (1984) tentent également de joindre dans un même schéma analytique les sciences socio-économiques et les sciences médicales. Ils rappellent que les sciences sociales regardent l'association entre le statut socio-économique et le niveau de mortalité observé dans les populations ; alors que les sciences médicales observent les processus biologiques des maladies. Il est nécessaire d'établir un schéma analytique liant les deux approches, sinon on aboutit à des recommandations politiques qui peuvent être différentes selon le corps de recherche, et donc selon la méthode.

Concrètement, imaginons une cause de décès d'enfant, soit une infection. La probabilité pour un enfant de mourir de cette infection dépend dans un premier temps de sa probabilité à incuber cette infection. Cela dépend des soins (préventifs) qu'il reçoit, mais aussi de la propension innée de l'enfant à attraper cette maladie. La sensibilité d'un enfant face à une maladie dépend de sa fragilité innée (caractère génétique), de l'âge de l'enfant (maturité biologique), de son histoire face à cette maladie (a-t-il acquis une immunité ? ou au contraire, y a-t-il des effets affaiblissants cumulés?), des traitements qu'il aurait reçus en l'occurrence (si cette sensibilité dépend du degré de guérison), de l'histoire des soins préventifs qu'il a reçus (si il y a des effets cumulatifs), et enfin des chocs aléatoires.

Dans un deuxième temps, si l'enfant est infecté, sa survie dépend de l'infection (type, sévérité), de l'histoire des traitements curatifs reçus (la toxicité peut être augmentée ou diminuée selon les occurrences de la maladie et les guérisons répétées), et de l'âge de l'enfant.

Il y a ainsi deux relations qui nous intéressent : celle qui décrit le procédé d'incubation de la maladie et celle qui décrit le processus de mortalité dans le cas où la maladie est incubée (cf. Figure 1. 3, Figure 1. 4 plus haut) :

$$(1.1) \quad \begin{cases} P\langle I = 1 | X \rangle \\ P\langle D = 1 | I = 1, X, Y \rangle \end{cases}$$

Avec $I=1$ lorsque l'infection est là, $I=0$ sinon ; $D=1$ lorsqu'il y a décès, $D=0$ sinon ; X et Y les facteurs de ces probabilités.

Il est possible de substituer les déterminants de la maladie dans la fonction de mortalité : on substitue alors les occurrences actuelles et passées, les comportements (préventifs et curatifs) actuels et passés, l'âge, la fragilité, et l'histoire des chocs aléatoires. On peut alors écrire la forme réduite du modèle des déterminants de la mortalité des enfants. Le modèle de Rozenzweig et Schultz (1983) suit ce raisonnement :

$$(1.2) \quad \lambda_{it} = \lambda(t_i, z(t_i), x_i, \mu_i, \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}, \varepsilon_{i1})$$

Avec : λ_{it} la probabilité de mortalité de l'enfant i au temps t
 t_i l'âge de l'enfant,
 $z(t_i)$ un vecteur des comportements préventifs et curatifs, variant au cours du temps, x_i un vecteur de comportements qui ne varient pas dans le temps¹³ (comme l'âge de la mère à la naissance), cela reflète également la dotation biologique de l'enfant, ses fragilités « acquises »,
 μ_i la fragilité permanente de l'enfant non mesurable (par exemple dotations génétiques),
 $\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}, \varepsilon_{it-2}, \dots, \varepsilon_{i1}$ l'historique des chocs de maladie et décès.

¹³ Selon la terminologie des fonctions de production de santé (Grossman 1972), les x et les z sont considérés comme des intrants.

Notons que les fragilités inhérentes de l'enfant peuvent influencer le comportement des parents, dans un sens ou dans l'autre, si tant est que ces fragilités sont identifiées¹⁴. Par exemple, une femme ayant remarqué les faiblesses de son enfant peut choisir pour lui de l'allaiter, alors qu'elle ne l'aurait peut-être pas fait autrement. Etant donné que les chercheurs ne peuvent mesurer avec exactitude cette fragilité, cela peut amener un biais dans les estimations : dans le cas de la femme allaitant son enfant faible, mais pas son enfant « fort », cela crée une relation mathématique négative entre la survie et l'allaitement.

On peut ranger les variables de cette fonction (1. 2) dans diverses catégories :

- Les facteurs biologiques : dotations initiales de l'enfant, inaltérables, qui reflètent la fragilité de l'enfant ;
- Les facteurs prénataux : comportement de la mère durant la grossesse, chocs de santé de la mère et/ou du fœtus ;
- Les facteurs post-néonataux : comportement des proches de l'enfant vis-à-vis de lui, chocs de santé de l'enfant.

En tant qu'économistes, nous nous intéressons aux variables de comportements. Or, ceux-ci sont déterminés par les préférences et par les contraintes (Wolpin 1997). Pour comprendre complètement le risque de mortalité, on doit prendre en compte les effets des comportements sur la mortalité, mais aussi les déterminants de ces comportements. Cela pose toutefois des problèmes méthodologiques et d'interprétation, à partir du moment où ces variables « déterminant les comportements » sont incluses à côté des mesures de comportement. En effet, prenons par exemple les contraintes budgétaires : celles-ci déterminent des comportements d'alimentation, de surveillance sanitaire, etc., et il n'est pas rare de voir dans les modèles estimant les déterminants de la santé des mesures de ressources financières. Cependant, dans ce cas, on ne peut pas évaluer l'impact des ressources financières - dans la mesure où ces ressources ont une influence sur les variables de comportement incluses dans le modèle. En fait, les ressources financières ne présenteront un effet significatif que dans le cas où des comportements sont omis du

¹⁴ Une famille ne peut connaître au préalable et avec exhaustivité les fragilités de l'enfant. Cependant, elle peut connaître certains problèmes liés à l'hérédité, et par conséquent anticiper la gestion de ces problèmes par un comportement différent de celui qu'ils auraient adopté sans ces connaissances.

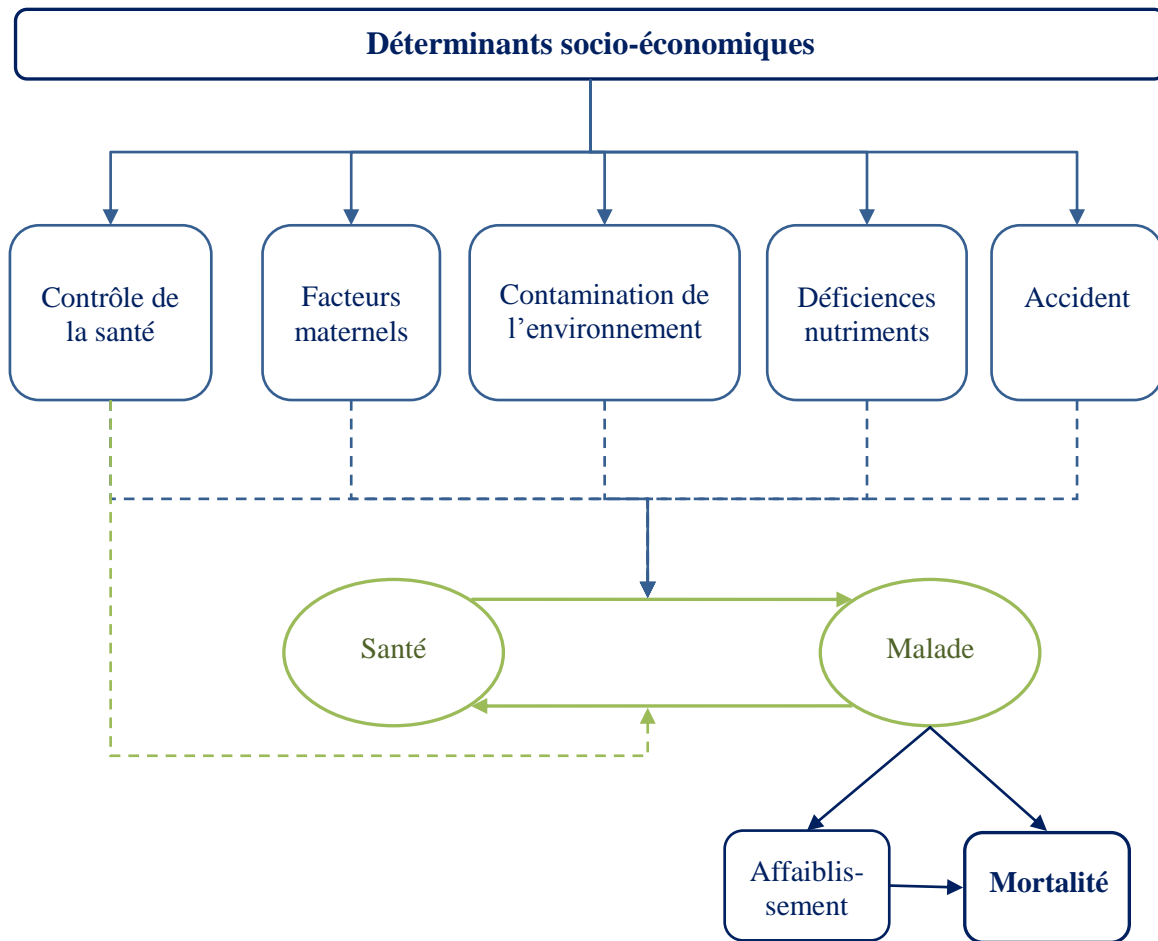
modèle. En ce sens, cette inclusion des ressources financières peut davantage être vue comme un test de spécification générale par rapport aux variables omises, même si un tel test ne peut pas discerner s'il y a des comportements omis ou une fragilité inobservée.

En somme, le statut socio-économique a une influence sur les « déterminants proches » de la santé, et Mosley et Chen (1984) regroupent ces déterminants sous 5 catégories (Figure 1. 5, ci-après) :

- La catégorie « contrôle de la santé » regroupe à la fois les actions préventives, qui vont empêcher ou pas l'individu en bonne santé de tomber malade, et les traitements, qui vont guérir ou pas l'individu tombé malade.
- Les facteurs maternels regroupent le comportement de la mère : âge, soins durant la grossesse, espacement des naissances, soins apportés à l'enfant ;
- la contamination de l'environnement regroupe le climat, mais aussi la pollution, le traitement des eaux usées, etc. ;
- les déficiences en nutriments ;
- les accidents ou agressions.

Les quatre derniers groupes de déterminants jouent principalement sur le passage de l'état en bonne santé à l'état en mauvaise santé. Le premier en revanche joue à la fois sur le passage de l'état de bonne santé à l'état en mauvaise santé (prévention), et sur le passage de l'état en mauvaise santé à l'état en bonne santé (traitement).

Figure 1. 5 Schéma des effets des groupes de déterminants proches de la santé



Source : Mosley et Chen (1984)

2.2 Revue de la littérature micro empirique

Nombreuses études économétriques ont été menées à partir de ces schémas d'analyse. Notamment, Schultz (1984) établit une classification de variables socio-économiques ayant une influence sur les déterminants dits « proches » de Mosley et Chen (1984) (cf. Figure 1. 5), qu'on trouve largement dans la littérature micro empirique. Ces déterminants socio-économiques de la santé peuvent être classés de la manière suivante :

- Au niveau du ménage :
 - L'éducation des membres qui prennent des décisions vis-à-vis de l'enfant. Cela influence les choix de consommation, améliore les savoirs de la famille en matière de santé et joue ainsi sur la santé des individus à travers les déterminants proches (soins préventifs, contraception, nutrition, hygiène et qualité de l'environnement proche).
 - Les facteurs culturels, normes de la société, normes ethniques également modifient les choix et pratiques en matière de santé, en fonction des relations de pouvoir à l'intérieur du ménage, de la valeur accordée à l'enfant, des croyances en matière de maladie, des préférences alimentaires.
 - Le niveau de richesse influence le comportement en matière d'alimentation, de qualité et quantité de l'eau, de vêtements, d'hygiène, de logement, d'énergie, de transport, de soins préventifs, de soins curatifs, d'information.
- Au niveau de la communauté :
 - Le cadre écologique – i.e. le climat, la qualité des sols, les précipitations, les températures – a une influence sur la nourriture au sol, la disponibilité d'eau, mais aussi sur les vecteurs de transmission.
 - L'économie politique – i.e. l'organisation de la production mais aussi la qualité et la quantité des infrastructures, des institutions – a une influence sur les moyens de comportement de santé.
 - Enfin, le système de santé a son importance sur les comportements de santé, via les actions institutionnelles (vaccination, quarantaines), les subventions, l'information, l'éducation du public, les technologies employées.

Dans la littérature micro empirique, on observe une certaine hétérogénéité des variables intégrées dans les modèles des déterminants du risque de mortalité; c'est en partie dû aux bases de données (Wolpin 1997). Cependant, en moyenne, les modèles suivent la classification de Schultz (1984; cf. Tableau 1. 1) et ajoutent des variables pour capter les dotations biologiques des enfants, telles que l'âge de la mère à sa naissance, l'intervalle de naissance, les naissances multiples, le rang de naissance, etc.

Tableau 1. 1 Etudes microéconomiques des déterminants de la santé

Région et période étudiées		Attanasio et al 2004	Aturupane et al 2008	Guilkey et al 1998	Hartgen et al 2006	Helberg et al 2002	Koenig et al. 2001	Lachaud 2001	Lachaud 2001	Lawson et al 2007	Maitra et al 2004	Mami 2007	Muhuri 1995	Mutunga 2007	Agha 2000	Omariba et al. 2007	Ssewanyana 2007	Suwal 2001
Variable dépendante																		
	poids / âge	*	*															
	taille / âge	*	*			*												
	poids / taille	*								*	*							
	taille des jambes / âge	*																
	mortalité infantile			*	*			*	*				*	*	*	*	*	*
	mortalité des enfants				*		*	*	*					*				
	morbidité									*								
Variables explicatives																		
Caractéristiques individuelles																		
	Sexe de l'enfant	*	*	*		*	*	*	*			*	*	*	*	*	*	*
	Age de l'enfant	*	*			*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
	Rang de naissance		*		*		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
Dotations biologiques	Intervalle de la naissance précédente			*	*		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
	Naissances multiples						*	*	*			*	*	*	*	*	*	*
	Age de la mère à la naissance	*		*		*	*	*	*			*	*	*	*	*	*	*
	Soins prénataux et assistance à l'accouchement															*	*	*
Dot. génétiques	Taille ou IMC des parents biologiq.	*	*	*								*						
Caractéristiques ménage																		
Ressources fin.	Dép. conso, revenu, actifs, etc.	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
Education parents	Education de la mère	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
	Education autre membre	*	*	*		*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
Logement	Qualité et taille du logement					*						*	*	*	*	*	*	*
	Accès toilettes chasse d'eau, etc.		*							*		*	*	*	*	*	*	*
	Accès eau potable, canalisations, etc.	*	*							*		*	*	*	*	*	*	*
Normes, culture	Ethnie du ménage		*				*								*	*	*	*
	Religion du ménage					*									*	*	*	*
Compt santé	Vaccination					*										*	*	*
Autres	Femme chef de ménage						*	*	*	*	*							
	Age autres membres de la famille		*					*	*	*	*							
	Absence d'un parent				*		*	*	*	*	*							
	Taille du ménage, nb d'enfants		*	*	*			*	*	*	*		*					
Caractéristiques communautaires																		
	Urbain/Rural			*	*	*						*					*	*
	Région de la communauté	*	*	*			*	*	*	*							*	*
	Prix nourriture	*	*									*						
	Autres (surface, pop, densité,...)	*	*							*								
Infrastructures	Accès route, banque, électricité,...	*	*	*	*					*		*	*					
Santé	Accès services santé	*	*	*			*	*	*	*	*							
	Caractéristiques santé		*	*			*	*	*	*							*	*

Note : * signifie que la variable correspondante a été utilisée dans l'étude empirique de l'étude correspondante
Source : Auteur

2.3 Analyse macroéconomique des déterminants de la santé

Comment adapter ces modèles micro à une grande échelle ? Comment prendre en compte les dotations biologiques des individus, leurs comportements dans un modèle agrégé ?

Certaines études socio-économiques se basent sur des données d'enquêtes portant sur plusieurs pays, et, ainsi, adaptent les modèles « micro » à une plus grande échelle, ce qui permet d'identifier les variables « macro » susceptibles d'être importantes. A partir de données d'enquêtes démographiques et de santé (Demographic and Health Surveys - DHS) pour 56 pays en développement, Rutstein (2000) établit les déterminants les plus importants de la mortalité des enfants de moins de cinq ans : le pourcentage de naissances qui sont le quatrième ou plus de la mère, dont la mère est âgée de moins de 18 ans, le pourcentage d'enfants en sous-poids et le pourcentage de femmes vivant dans un ménage où l'eau potable est au robinet. A partir du même type de données pour 60 pays en développement, Wang (2003) a estimé qu'au niveau national, le produit intérieur brut par habitant, le taux de vaccination des enfants de moins de un an, l'accès à de bonnes installations sanitaires, l'accès à l'électricité mais aussi la part des dépenses de santé par rapport au PIB étaient de bons déterminants de la mortalité des enfants. Enfin, Fay et al. (2005) ont utilisé ce type de données pour 39 pays et ont établi comme déterminants socio-économiques au niveau national le PIB par habitant, le coefficient de Gini, le taux de fragmentation ethno linguistique, mais aussi la disponibilité d'infrastructures de base dans le logement (eau robinet, qualité sanitaires, qualité sols, électricité) et l'accès aux services de santé¹⁵.

Il est vrai qu'analyser des données d'enquêtes sur plusieurs pays est idéal pour à la fois tenir compte des variables individuelles, ménages et de communauté et des variables pays, telles que des politiques économiques par exemple. Un tel contrôle peut permettre d'identifier les différentiels de santé dus à des politiques gouvernementales différentes. Cependant, ce type de données est relativement rare et ne permet pas encore des études empiriques en panel ou avec un grand nombre d'observations-pays. Ainsi, la plupart des

¹⁵ Il s'agit d'un indice composé du pourcentage de vaccinations, du pourcentage de grossesses ayant reçu des soins prénataux et du pourcentage d'accouchements assistés médicalement.

études « macro » (transversales ou en panel) se basent sur des observations agrégées par pays, et doivent ainsi adapter le modèle « micro » des déterminants de la santé. Il apparaît en effet essentiel de tenir compte des relations au niveau « micro » pour tenter de définir les déterminants « macro » de la santé « moyenne » d'un pays.

Les variables dépendantes utilisées

En ce qui concerne la *variable dépendante*, il est plus aisé de prendre des variables de mortalité (ou de « survie ») ou d'espérance de vie. Les systèmes d'enregistrement des naissances et des décès font qu'elles sont davantage disponibles au niveau agrégé que des données relatives au poids et à la taille des enfants en fonction de leur âge. Trois variables de résultat en matière de santé sont largement utilisées : le taux de mortalité infantile, le taux de mortalité infanto-juvénile et l'espérance de vie à la naissance. Le taux de mortalité infantile représente la probabilité qu'un enfant né durant une période spécifique meure avant son premier anniversaire, s'il est soumis aux taux de mortalité spécifiques à chaque âge de la période donnée. Cette probabilité est exprimée pour mille naissances. Le taux de mortalité infanto-juvénile représente de la même manière la probabilité qu'un enfant né durant une période spécifique meure avant son cinquième anniversaire. Enfin, l'espérance de vie à la naissance représente le nombre moyen d'années qu'un nouveau-né peut espérer vivre, si les taux de mortalité courants pour chaque âge demeurent identiques durant sa vie.

La principale différence entre ces indicateurs est au niveau de la population ciblée : l'espérance de vie concerne toute la population alors que la mortalité infanto-juvénile se focalise sur la santé des enfants de moins de cinq ans, et la mortalité infantile sur celle des enfants de moins de un an.

Ainsi, l'espérance de vie reflète le niveau de mortalité de toute la population : elle synthétise les schémas de mortalité prévalant à tous les groupes d'âge, c'est-à-dire chez les enfants, mais aussi chez les adolescents, les adultes et les personnes âgées. Cependant, les réductions de mortalité suggérées par une augmentation de l'espérance de vie, même si elles sont fortement influencées par les schémas de mortalité infanto-juvénile pour des

raisons de méthode, peuvent avoir lieu parmi des groupes d'âge différents selon les pays, et, par conséquent, les comparaisons entre pays s'avèrent difficiles (Cutler et al. 2006).

En revanche, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile sont focalisés sur la population des enfants de moins de un ou cinq ans, les comparaisons entre pays sont donc plus aisées. Par ailleurs, même si on se focalise sur une petite proportion de la population, les études passées montrent que la mortalité infanto-juvénile dépend de l'accès aux médicaments et aux services de santé, de l'accès à l'eau et aux sanitaires de qualité, de la santé des mères, de la nutrition des mères et des enfants, de l'exposition des mères et enfants aux maladies, etc. En ce sens, la mortalité infanto-juvénile est un bon indicateur de santé.

Un autre élément qui nous fait préférer, comme variable dépendante, la mortalité infanto-juvénile est le manque d'informations complètes et fiables sur les données de mortalité des adultes et personnes âgées dans les pays en développement. Les estimations de l'espérance de vie sont donc souvent réalisées à partir de modélisations, basées à partir de données sur d'autres populations, et sont, au final, peu fiables. Les données sur la mortalité infanto-juvénile sont par conséquent plus vraisemblables.

Il existe d'autres variables de résultat de santé, comme des données relatives à la mortalité ou à la morbidité liées à la tuberculose ou au SIDA. Cependant, ces variables se focalisent sur des morbidités particulières, qui sont certes liées à la qualité du système de santé à traiter ces maladies, mais aussi à la prévalence de ces maladies, qui elles peuvent être expliquées par la prévention, mais aussi par le climat, par la proximité de gros foyers épidémiques, etc. Par exemple, le SIDA est bien plus présent en Afrique Australe qu'en Afrique de l'Ouest, pour autant cela ne traduit pas des systèmes de santé moins performants.

Nous pourrions aussi utiliser des variables de moyens, c'est-à-dire de qualité du système de santé, de la prévention, etc. Cependant, nous avons à notre disposition très peu de données : les taux de vaccination sont bien renseignés, mais les données sur les quantités relatives de ressources humaines dans la santé ou sur le nombre de lits d'hôpitaux sont beaucoup plus éparses. Par ailleurs, même si être vacciné ou bien avoir accès à un personnel de santé qualifié sont importants pour prévenir ou se soigner,

beaucoup d'autres éléments, comme la qualité de l'eau, celle des sanitaires, des canalisations, l'hygiène, les habitudes alimentaires, de nettoyage, etc., ont leur importance pour être en bonne santé. Ainsi, une variable de moyen ne permet pas d'appréhender la santé d'une population dans son ensemble.

Les variables explicatives

Partant des modèles microéconomiques, pour ce qui est des *variables explicatives*, il est difficile d'intégrer les *caractéristiques individuelles* à un niveau agrégé. A la limite, nous pouvons intégrer des variables comme le nombre d'enfants moyen par femme pour approximer le rang « moyen » de naissance, ou comme l'âge moyen des femmes au mariage ou au premier enfant pour approximer l'âge de la mère à la naissance observé en moyenne dans le territoire. Egalement, des statistiques concernant la propension des femmes à se faire suivre durant leur grossesse ou à leur accouchement peuvent être intégrées, dans la mesure où elles existent. Cela étant, mise à part la variable concernant la fertilité moyenne des femmes, des données statistiques sur les variables évoquées dans ce paragraphe sont très éparses. Ainsi les dotations génétiques et biologiques des individus sont difficilement intégrables dans un modèle agrégé.

En ce qui concerne les *caractéristiques ménages et communautaires*, nous pouvons reprendre la classification de Schultz (1984) (page 25) et l'adapter à la vision macroéconomique des déterminants de la santé.

Caractéristiques ménages : éducation, facteurs culturels, normatifs, ethniques et ressources financières

L'éducation des membres qui prennent des décisions vis-à-vis de l'enfant influence les choix de consommation, améliore ses savoirs en pratique de santé (contraception, nutrition, hygiène, soins préventifs), etc. L'éducation des parents et plus encore l'éducation de la mère, sont ainsi très souvent intégrées au niveau micro, puisque l'éducation qu'ont reçue les parents informe sur leur niveau de connaissances sur les soins à apporter aux enfants. Au niveau macro, des variables sur l'éducation de la population en âge d'être parent ou même, si possible, sur l'éducation des femmes en âge d'être mères

sont les plus à même de refléter l'éducation de la population qui s'occupe des enfants. Les taux de scolarisation dans le primaire ou le secondaire des périodes précédentes, ou bien le nombre moyen d'années d'éducation des adultes ou des femmes en âge d'être mères sont souvent utilisées (Williamson et al. 1997, Hanmer et al. 2003). A ce propos, selon beaucoup d'analyses, dont celle de Schultz (2002), l'éducation des mères est plus importante que l'éducation des pères pour la santé des enfants, ce qui semble logique dans le sens où ce sont plus souvent les femmes qui s'occupent des enfants, les pères étant généralement occupés au travail. Par ailleurs, les ressources financières étant également un déterminant de la santé (cf. suite), il est nécessaire de noter l'existence de corrélations entre le niveau de revenu et l'éducation : les personnes éduquées sont davantage productives et rapportent en conséquence davantage de revenus ; d'un autre côté, les revenus sont nécessaires pour s'éduquer. On retrouve ces corrélations aux niveaux micro et macro.

Les facteurs culturels, normes de la société, normes ethniques également modifient les choix et pratiques en matière de santé, en fonction des relations de pouvoir à l'intérieur du ménage, de la valeur accordée à l'enfant, des croyances en matière de maladie, des préférences alimentaires. Les *normes sociales* d'une population peuvent ainsi avoir une influence, en moyenne, sur les comportements de santé et donc sur la santé. Il est néanmoins difficile d'approximer les caractéristiques culturelles à un niveau agrégé. Nous pouvons exploiter les informations sur les religions majoritaires, ou celles sur le statut des femmes et/ou des enfants ; par contre, il semble difficile de trouver des variables approximatives pour refléter les caractéristiques ethniques. Les estimations avec effets fixes peuvent permettre de contrôler pour ces variables « culturelles », si toutefois on fait l'hypothèse qu'elles ne varient pas dans le temps. Certaines études ont utilisé des informations sur l'égalité des genres, comme Boehmer et al. (1996) qui, à partir de données de 1990 sur 96 pays en développement, estiment que le statut des femmes réduit la mortalité infantile. De même, Hanmer et al. (2003), à partir d'un échantillon de 115 pays de 1960 à 1997, trouvent que l'égalité des genres réduit les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile.

Enfin, le *niveau de richesse* influence le comportement en matière d'alimentation, de qualité et quantité de l'eau, de vêtements, d'hygiène, de logement, d'énergie, de transport,

de soins préventifs, de soins maladie, d'information. Ainsi, les ressources financières des ménages sont souvent intégrées dans les modèles microéconomiques des déterminants de la santé des enfants. En effet, un minimum est nécessaire pour assurer une bonne alimentation et une bonne hygiène de vie (consommation d'eau potable, eau pour se laver, vêtements de rechange pour éviter les bactéries, etc.). Au niveau macroéconomique, ces ressources sont généralement approximées par le produit intérieur brut par tête moyen. Nous pouvons également tenir compte des disparités de revenu, à l'aide du coefficient de Gini par exemple. En effet, si celles-ci sont importantes, elles risquent d'amoindrir les effets du revenu moyen sur la santé¹⁶. Nous reviendrons sur l'impact du niveau de richesse sur la santé dans la section 2.4.

Caractéristiques communautaires : cadre écologique, économie politique et système de santé

Le *cadre écologique* – i.e. ce qui inclut le climat, la qualité des sols, les précipitations, les températures – a une influence sur la nourriture issue de l'agriculture au sol, sur la disponibilité d'eau, mais aussi sur les vecteurs de transmission des maladies. Peu d'études macroéconomiques utilisent ce genre de données. Certaines, pour donner un ordre d'idée du climat, intègrent des variables muettes, à savoir si le pays est majoritairement considéré comme dans une région tropicale, ou bien intègrent la distance à l'équateur. Néanmoins, cela ne reflète pas de manière satisfaisante le cadre écologique, et ces variables ne révèlent en général pas d'effet significatif sur la santé (Filmer et Pritchett 1997, 1999, Rajmukar et Swaroop 2002). Seules les muettes régionales semblent avoir un effet significatif sur la santé (Jayasuriya et Wodon 2003, Gomanee et al. 2005), mais cet effet est probablement guidé aussi par des éléments externes au cadre écologique, comme par exemple les caractéristiques culturelles, institutionnelles, ou bien les dynamiques particulières à chaque région.

En effet, *l'économie politique*, c'est-à-dire l'organisation de la production mais aussi la qualité et la quantité des infrastructures, des institutions, a une influence sur les moyens

¹⁶ Par ailleurs, les disparités sociales jouent un rôle important sur la santé des individus, à travers notamment la psychologie, comme le développent la Whitehall Study et les études qui ont suivi.

de comportement de santé et sur la santé. Plus particulièrement, la probabilité d'avoir un accident ou d'être victime d'une agression dans une région donnée peut varier d'un territoire à l'autre, selon le type de gouvernement, selon la cohésion sociale, etc. Cela peut ainsi faire varier conséquemment les taux de mortalité ou l'espérance de vie en bonne santé dans une région. Ainsi, certaines études comme celles de Filmer et Pritchett (1997, 1999) ou de Fay et al. (2005) trouvent que l'indice de fragmentation ethno linguistique, proxy de la probabilité d'avoir des conflits internes entre ethnies, est un déterminant significatif de la mortalité infanto-juvénile. Nous verrons aussi, dans le chapitre 4, que l'instabilité macroéconomique joue significativement sur la santé à long terme.

Enfin, toujours dans le domaine de l'économie politique, l'organisation du *système de santé* a toute son importance, que ce soit à travers les actions institutionnelles (vaccination, quarantaines, etc.), les subventions, l'information, l'éducation du public ou les technologies employées. Ainsi, l'accès aux services de santé est important à la fois pour la prévention et pour la guérison. Il peut être approximé par des variables telles que le nombre relatif de lits d'hôpitaux, le nombre de médecins, d'infirmières ou de sages-femmes relativement à la population. Néanmoins, ces variables ne traduisent pas la qualité du service, qui dépend de l'éducation du personnel, des infrastructures de santé, du matériel de fonctionnement. Les dépenses publiques de santé peuvent compléter ces informations, mais ce problème de « qualité » des dépenses demeure. Les taux de vaccination contre la rougeole ou contre la diphtérie, la coqueluche et le tétanos sont également des moyens mis à la disposition des citoyens par les collectivités, le gouvernement ou des organisations extra gouvernementales.

De même, l'accès à des infrastructures telles que les canalisations d'eau potable ou bien les systèmes de traitement des eaux usées est aussi primordial pour la santé des individus. Des données agrégées relatives à ces variables existent mais sont peu fiables. Cependant, on peut penser que celles-ci seront davantage accessibles dans un milieu urbain, plutôt que rural. Des niveaux d'urbanisation du territoire peuvent ainsi être intégrés pour approximer l'accès à tout un ensemble d'infrastructures. C'est en ce sens que Fay et al. (2005) interprètent les effets significatifs des taux d'urbanisation sur la santé des enfants. Néanmoins, l'urbanisation peut aussi être associée à une insalubrité,

causée par la surpopulation et la pollution. A ce propos, Gangadharan et Valenzuela (2001), sur un échantillon de 51 pays en 1996, montrent les effets néfastes des pollutions environnementales sur l'espérance de vie, l'espérance de vie en bonne santé, ainsi que sur les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile.

Les déterminants de la santé dans la littérature macro empirique

Les études empiriques qui recherchent les déterminants de la santé ne sont finalement pas très nombreuses, la plupart des études se focalisant sur une ou plusieurs variables d'intérêt. Au final, les mêmes variables, à peu de choses près, sont utilisées pour approximer les déterminants socio-économiques de la santé (cf. Tableau 1. 2).

Ainsi, se basant sur des données de 1976, Cumper (1986) a trouvé que 71% de la variation mortalité infantile était expliquée par le PIB par habitant, le nombre de lits d'hôpitaux, ainsi que le nombre de docteurs et autres professionnels de la santé. Filmer et Pritchett (1997, 1999), à partir d'un échantillon de 104 pays en 1990, expliquent 95% des variations de la mortalité infanto-juvénile avec le PIB par habitant, le coefficient de Gini, le niveau d'éducation des femmes, un indice de fragmentation ethnolinguistique, et une variable muette indiquant si la religion dominante est l'islam. Enfin, Hanmer et al. (2003), à partir d'un échantillon de 115 pays de 1960 à 1997, estiment 420 000 modèles et en concluent que le PIB par habitant, tout comme la vaccination, la population par médecin, le taux d'inscription primaire, le taux d'inscription secondaire et l'égalité des genres, sont des déterminants robustes de la mortalité infantile et de la mortalité infanto-juvénile.

Cette partie nous a permis de passer en revue les variables explicatives de la santé au niveau macroéconomique, et d'identifier celles qui nous semblent les plus pertinentes, à savoir : le revenu moyen par habitant et sa répartition, l'éducation des parents, les dépenses de santé ainsi que des variables de mesures sanitaires, comme les taux de vaccination. En effet, le revenu moyen par habitant permet de mesurer les capacités financières des ménages à avoir un comportement sain vis-à-vis d'eux et de leurs proches mais aussi les capacités financières des communautés à apporter des infrastructures permettant d'assurer une bonne santé publique. Le coefficient de Gini quant à lui permet d'évaluer la dispersion des revenus. L'éducation des parents mesure les capacités

intellectuelles des ménages à avoir de bons comportements de santé vis-à-vis d'eux et de leur famille ; elle permet aussi de mesurer les capacités des personnels de santé à apporter des soins de qualité à leurs patients. Les dépenses de santé mesurent l'effort financier pour la santé, et enfin, les variables de mesures sanitaires permettent de mesurer les efforts d'une autre manière. Le taux de vaccination est d'ailleurs une mesure sanitaire très facile à chiffrer et très efficace sur la santé des enfants.

Tableau 1. 2 (Suite)

Variables explicatives (Suite)		Rodgers 1979	Flegg 1982	Anand et Ravallion 1993	Subbarao Raney 1995	Pritchett et Summers 1996	Bidani et Ravallion 1997	Williamson et Boehmer 1997	Comia et Mwabu 1997	Burnside et Dollar 1998	Filmer et Pritchett 1999	Mwabu 2001	Rajmukar et Swaroop 2002	Gupta, Verhoeven et Tiogson 2002	Gupta, Verhoeven et Tiogson 2003	Hammer, Lensink et White 2003	Jayasuriya et Wodon 2003	Gomanee, Girma et Morrissey 2005	Gomanee, Morrissey et Verschoor 2005	Grigoriou 2005	Masad et Yontcheva 2005	McGuire 2006	Verschoor et Kalwij 2006	Mishra et Newhouse 2007	Bokhari, Gai et Gottret 2007	Wolf 2007	Chauvet, Gubert et Meslé-Somps 2008	Gyimah-Brempong et Asiedu 2008	Guillaumont, Korachais et Subervie 2009
Pop.	% pop. urbaine, densité			-***			+		0		0	+		?					+	0						0			
	% jeunes																												
	Population																												
	Tx croissance pop.																												
Région	Muette pays tropical, dist.équateur								0		0																		
	Muette Afrique																												
	Muettes régionales			0													***	*					*					*	
Temps	Muettes période			*			*				0																	*	
Norme Culture	Tx fertilité, tx natalité							-***							?								0		-***	-***			
	Prév. contraception, planning familial			+			+	+							?														
	Âge au mariage							+																					
	Religion dominante = islam									-*	0												-*						
	Egalité des genres (13)							+							+														
	Droit de vote des femmes							+																					
	Rep. femmes parlement							0																					
	Statut pro. femme							+																					
Risque de conflit	Frag. Ethno Linguistique							0	-***	-***													-*						
	Assassinats							0																					
	Muette conflit																												
	Dép. pub. militaires																0	-*						0					
Autres	Var. dépendante retardée							-***																-***			-***		
	M2/PIB retardé							0																					
	Taux de change réel								0											+									
	VA agri par travailleur																					0							
	Conso. gouvernementale							0																					
	Qual. institution/politique (14)						+				0												+		0		+	+	
	IMF (y a-t-il eu aj. structurel)							0															0						
	Instabilité macroéconomique																												
Inflation																													
Routes pavées par unité d'aire																										+	+		
Financement externe	Transferts des migrants p/tête																												
	Aide totale % PIB (15)							+	+														+			-***	+		
	Aide bilatérale, totale % PIB																												
	Aide à la santé, p/tête (16)																							+	0		+	+	
	Aide à la santé % PIB																												
	Aide à la santé % Aide totale																												
	Aide ONG																												
Volatilité de l'aide																													

Note: + signifie une amélioration de la santé, - une dégradation; * signifie que la variable sort significativement, *** signifie qu'elle sort très significativement et dans la plupart des estimations de l'étude en question; 0 signifie que la variable ne sort pas significativement; ? signifie que la variable a été introduite dans le modèle mais non commentée.

(13) Egalité des genres mesurée par ratio femmes/hommes du taux inscription dans le primaire ou dans le secondaire, de l'alphabétisme, de l'espérance de vie, etc.

(14) Qualité des institutions: ICRG, corruption, bureaucratie, droits politiques, civiques, etc.; Qualité des politiques économiques: taux d'inflation, ouverture commerciale, déficit budgétaire

(15) Effet de l'aide seul, ou avec condition (qualité de la politique, ln(PIB par habitant))

(16) Aide santé actuelle ou retardée, en log ou en absolu, sans condition ou conditionnel à PIB par tête initial

Source : Auteur

2.4 Focus sur les variables d'intérêt « intermédiaires » de la thèse : les contraintes en ressources financières

Dans cette partie, nous nous intéressons plus particulièrement aux variables économiques qui interviennent directement en amont des variables qui nous intéressent dans cette thèse (l'aide publique au développement et l'instabilité économique), à savoir les revenus et les dépenses publiques.

Pour de nombreuses études, comme par exemple celle d'Anand et Ravallion (1993), les revenus et les dépenses publiques de santé sont deux moyens d'améliorer la santé des enfants. D'ailleurs, Mac Guire (2001) mène une analyse sur quatre pays qui ont réussi leur transition épidémiologique : Taïwan et la Corée du Sud ont réussi grâce à une bonne croissance économique alors que le Chili et le Costa Rica ont réussi grâce à un engagement du gouvernement qui a permis de développer le système social.

Le rôle du revenu

L'association entre revenu et santé est assez claire, et beaucoup d'études, micro et macro, l'intègrent comme déterminant de la santé.

Les *études microéconomiques* intègrent soit les dépenses de consommation des ménages (comme Attanasio et al. 2004, Aturupane et al. 2008), ou bien différentes sources de revenus du ménage (comme Lawson et al. 2007, Mani 2007, Maitra et Ray 2004) et trouvent généralement qu'une amélioration des ressources améliore la santé des enfants ou des adultes. En effet, comme dit plus haut, les ressources financières des ménages permettent d'assurer une bonne alimentation et une bonne hygiène de vie (consommation d'eau potable, eau pour se laver, vêtements de rechange pour éviter les bactéries, etc.). Elles permettent aussi d'accéder financièrement aux soins de santé préventifs et curatifs (cf. Figure 1. 6, page 43).

Au *niveau macroéconomique*, l'étude la plus connue est certainement celle de Pritchett et Summers (1996) : « Wealthier is Healthier ». Se basant sur des données en panel de 58 pays, ils estiment que plus le PIB par habitant d'un territoire est élevé, plus faible est le taux de mortalité infanto-juvénile de sa population. Les effets des revenus sur la santé sont en partie le résultat de l'agrégation des effets microéconomiques. D'autre

part, les revenus d'un pays permettent au gouvernement ou aux collectivités locales de fournir à la population des biens publics, qui permettent eux-mêmes de prévenir ou guérir la population. Ainsi les ressources financières d'un pays peuvent refléter l'effort (possible) des gouvernements et collectivités à fournir des infrastructures préventives comme les canalisations d'eau, les systèmes de traitement des eaux usées, etc., et des infrastructures et du matériel de santé qui permettent à la fois des activités de prévention (à travers des informations, la vaccination, etc.) et des soins curatifs. La qualité de ces services est également liée aux moyens financiers mis en œuvre et donc, dans une certaine mesure, à ce niveau de revenus. Enfin, le niveau du produit intérieur brut du pays peut également refléter la possibilité de prise en charge des soins par un système d'assurance maladie public.

Etant donné qu'une partie des effets des revenus est liée à l'agrégation des effets des revenus au niveau ménage, il semblerait que *la distribution des revenus* au sein des territoires soit également importante. En effet, si les inégalités diminuent, la pauvreté diminue davantage pendant les périodes de croissance économique (Banque Mondiale 2006). De la même manière, si les inégalités de revenus sont importantes, elles risquent d'amoinrir les effets positifs du revenu moyen sur la santé. Pour Deaton (2003) et la Whitehall study, ce sont davantage les inégalités sociales qui ont une influence négative sur la santé moyenne des populations. On peut citer notamment les inégalités de pouvoir, qui engendrent des pathologies liées au stress. Ce type d'inégalité peut néanmoins être approximé par les inégalités de revenus, et certains modèles, comme celui de Filmer et Pritchett (1997, 1999) intègrent le coefficient de Gini dans leurs modèles et lui trouvent un effet négatif. D'autres mènent des études sur des quintiles de revenus, comme Minujin et Delamonica (2003) et Gupta et al. (2003) : les enfants des milieux pauvres ont en effet nettement moins de chance de réussir, notamment en matière de santé (Banque Mondiale 2006) ; plus d'équité dans l'accès aux services pourrait permettre d'améliorer le niveau de santé moyen.

Lorsqu'on étudie les effets des revenus sur la santé, que ce soit au niveau micro ou macro, se pose le problème de *la double causalité*. En effet, si les revenus jouent un rôle important sur la santé, l'inverse est également vrai. Les progrès en santé semblent améliorer les taux de croissance économique (Lorentzen et al. 2005, Sachs 2002) : l'état de santé des populations peut jouer sur le produit, sur leurs revenus, et ce, plutôt via des mécanismes micro. En effet, un travailleur en bonne santé a une meilleure productivité qu'un travailleur diminué par la maladie, et encore davantage qu'un travailleur absent. Le produit et les revenus de l'entreprise sont donc meilleurs lorsque l'état de santé de ses employés est bon. Il en va de même pour les travailleurs indépendants. L'état de santé dans l'enfance est important aussi, puisque des enfants en bonne santé reçoivent au final une meilleure éducation que des enfants qui ont eu des problèmes de santé à répétition ou dont les parents étaient malades et demandaient à l'enfant de travailler pour eux. Il est par ailleurs à noter que l'état nutritionnel et de santé reçu dans l'enfance, et même *in utero*, a un impact sur la santé du travailleur et, par là, sur sa productivité (Fogel 2004). En somme, les travailleurs d'aujourd'hui qui ont bénéficié d'une bonne alimentation et plus généralement d'une bonne santé dans leur enfance sont donc toutes choses égales par ailleurs plus productifs que les autres. Le mécanisme étant plutôt d'origine microéconomique, on retrouve cette relation dans plusieurs études microéconomiques, comme celle de Lorentzen et al. (2005) qui trouvent qu'en Inde durant la période 1970-2000, la mortalité des adultes freine la croissance économique de l'Etat considéré.

Quelques études macro s'intéressent également à ce sens de la causalité (Sachs 2002). Ainsi, Bhargava et al. (2001), sur un panel de 92 pays et de 5 périodes de 5 ans entre 1965 et 1990, estiment que le taux de survie des adultes a un effet positif et significatif sur la croissance économique. De même, Lorentzen et al. (2005) réalisent une étude transversale sur 95 pays sur la période 1960-2000 et établissent que la mortalité des adultes freine la croissance économique. Enfin, Weil (2005) estime, à partir de 80 pays entre 1960 et 2000, que la part de la variance du PIB par habitant en log entre pays est expliquée à 22.6% par la variation en santé des adultes. En revanche, Acemoglu et Johnson (2006) ne trouvent pas d'évidence que des augmentations de l'espérance de vie engendrent une augmentation significative de la croissance économique par tête. Ils mènent pourtant leur analyse sur un panel de 50 à 60 pays de 1940 à 1980, en traitant l'espérance de vie « exogène des revenus ».

Il n'y a pas de consensus concernant les mécanismes de causalité (Cutler et al. 2006). Il faut néanmoins en tenir compte lorsqu'on étudie les déterminants de la santé des enfants, même si celle-ci a peu de risque d'influencer directement les revenus des adultes¹⁷. Par ailleurs, les revenus et la santé des enfants peuvent être influencés simultanément par des variables tierces, comme par exemples l'éducation des adultes, ou les normes culturelles, ou encore la qualité des institutions (Pritchett et Summers 1996). Aussi, lorsqu'on traite des effets des revenus sur la santé, il est important de tenir compte à la fois de cette simultanéité et des doubles causalités.

Ainsi, la plupart des études microéconomiques sur les déterminants de la santé la neutralisent en instrumentant la variable des revenus. Par exemple, Maitra et Ray (2004) instrumentent les ressources du ménage avant de conclure qu'effectivement les ressources des ménages contribuent à améliorer significativement la santé des enfants. De même, au niveau macroéconomique, certaines études empiriques ont recours à la méthode des variables instrumentales, comme Pritchett et Summers (1996) et Filmer et Pritchett (1997, 1999)¹⁸. Il apparaît que l'impact du PIB par tête sur la survie des enfants n'est pas beaucoup affecté par l'instrumentation : le sens de la causalité semble aller significativement des revenus vers la santé.

Le problème de simultanéité peut aussi être traité en intégrant les variables tierces¹⁹ ou grâce aux méthodes d'*Effets fixes* ou de *Première différence*²⁰, comme Pritchett et Summers (1996) l'ont fait. En effet cela peut supprimer la corrélation factice entre la variable dépendante et les variables explicatives causée par une variable omise ou non

¹⁷ Au niveau micro, la santé des enfants peut avoir un impact sur les revenus des adultes si ceux-ci sont obligés de rester à la maison pour prendre soin d'eux. Un autre point est que la santé des enfants approxime la santé des adultes, et celle-ci est directement liée aux revenus des adultes : on peut alors voir apparaître un effet factice lié à cette corrélation entre santé des enfants et santé des adultes.

¹⁸ Pritchett et Summers (1996) instrumentent la croissance économique avec les termes de l'échange, le ratio d'investissement sur PIB, les primes du marché informel pour les échanges extérieurs et les distorsions de prix. Filmer et Pritchett (1997), eux, instrumentent le PIB par habitant notamment par une muette définissant si l'exportation principale du pays est le pétrole, le nombre d'années d'indépendance depuis 1776.

¹⁹ Jamison et al. (2004) trouvent que la covariation entre revenu et santé est probablement menée par des variables omises comme l'éducation des femmes, la qualité institutionnelle, la capacité à absorber la technologie médicale.

²⁰ L'hypothèse sous-jacente est que les éléments susceptibles d'influencer simultanément le revenu et la santé sont constants dans le temps.

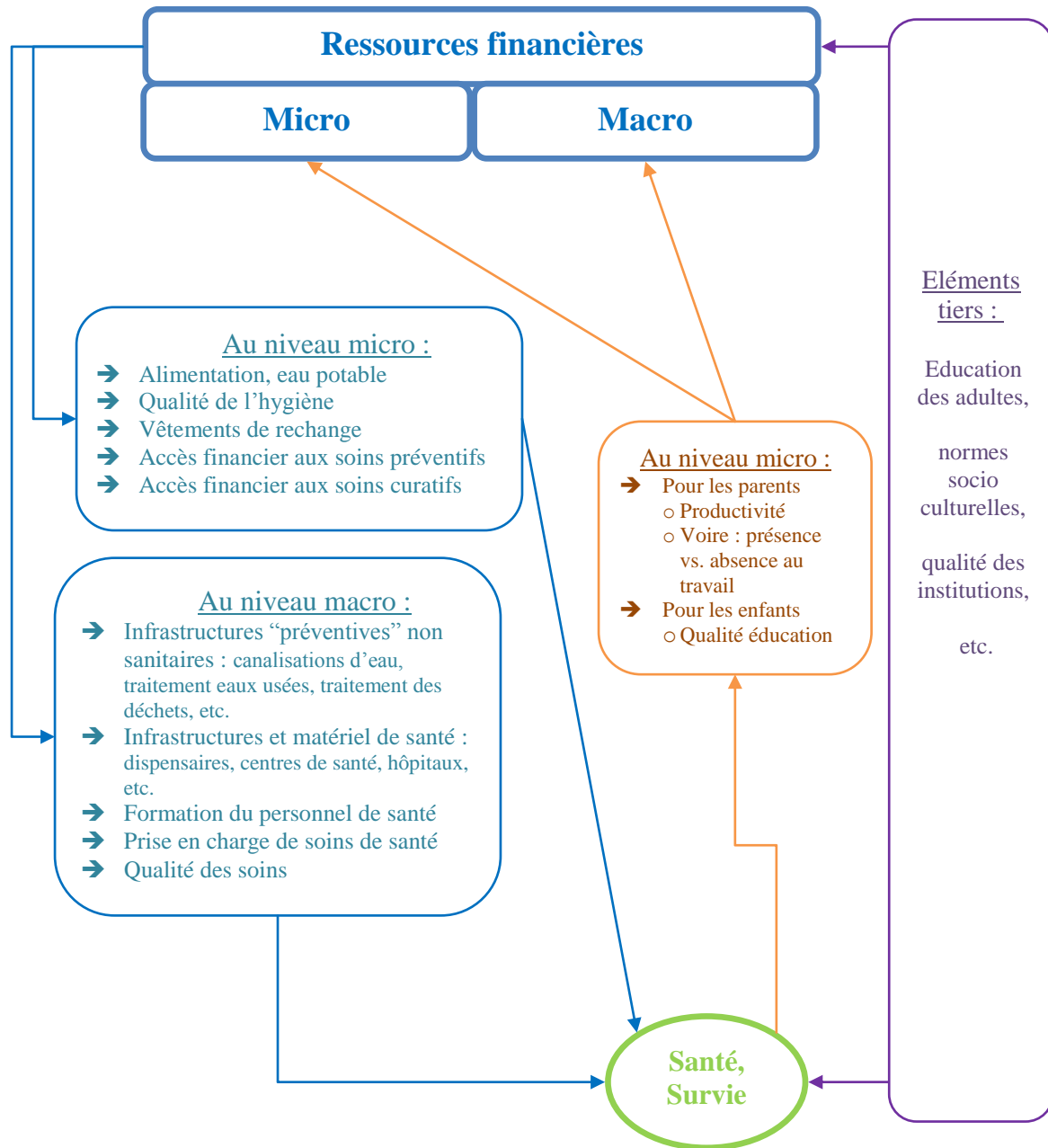
observable. Baird et al. (2007) traitent également ces problèmes de simultanéité avec la méthode de première différence. Par ailleurs, en supposant que les séries sont stationnaires mais suivent une tendance déterministe, ils neutralisent la simultanéité en retirant ces tendances, soit par des régressions, soit avec des filtres de tendance²¹ : se basant sur des données DHS pour 59 pays, ils trouvent néanmoins une relation négative entre le PIB par habitant et la mortalité infantile, et suggèrent un impact positif des revenus sur la santé. Easterly (1999) trouve également un effet significatif de la croissance économique sur la mortalité infantile, que ce soit en *Effets fixes*, en *Première différence* ou avec une méthode instrumentale. De même, Hanmer et al. (2003), à partir de leurs 420 000 équations, estiment que le PIB par habitant est un déterminant robuste des taux de mortalité infantile et infanto-juvénile. Mwabu (2001) trouve, sur un échantillon de 53 pays d'Afrique de 1980 à 2000, que la croissance économique est l'un des facteurs les plus importants de la réduction de la mortalité infantile.

Ainsi, d'après ces études économétriques, le PIB moyen par habitant améliore significativement la santé. Les rapports de causalité et de simultanéité n'en demeurent pas moins complexes et la Figure 1. 6, page suivante, synthétise les relations entre la santé et les ressources financières identifiées ici.

Ce rôle du revenu pour la santé est également souligné par Wagstaff (2000). Mais d'autres éléments interviennent : son étude sur neuf pays montre que les pays les plus pauvres ont les plus forts taux de mortalité infantile et infanto-juvénile. Néanmoins, l'ampleur du différentiel change d'un pays à l'autre, ce qui suggère que des éléments tiers interviennent : selon lui, l'accès aux services sociaux est important. Cutler et al. (2006), qui analysent les déterminants de la santé dans les pays pauvres, concluent également que l'amélioration des revenus peut permettre d'améliorer la santé, mais seulement s'il y a des actions publiques, comme l'approvisionnement en eau pure et en sanitaires, ou l'amélioration de l'accès aux soins. C'est pourquoi nous passons en revue dans la partie suivante le rôle des dépenses publiques de santé, puisqu'elles ont pour objet d'améliorer l'accès aux services de santé.

²¹ Les filtres utilisés sont ceux de Hodrick et Prescott (1997) et de Baxter et King (1999).

Figure 1. 6 Relations entre ressources financières et santé



Source : Auteur

Le rôle des actions publiques de santé

Les revenus donnent en effet une idée de l'effort que pourrait faire un gouvernement pour la santé de sa population mais ce sont les dépenses publiques de santé²² qui permettent de mesurer cet effort. Pour Cutler et al. (2006), la fourniture de soins de santé de qualité est importante pour réduire la mortalité des plus pauvres ; et, selon la Banque Mondiale (2004), les services de santé peuvent être efficaces. Les expériences du Brésil, du Chili, du Costa Rica et de Cuba, de l'Iran, du Népal, de la Tanzanie, du Bénin, de la Guinée et du Mali montrent que, les services de santé, s'ils sont de qualité, peuvent améliorer la santé même des plus pauvres de la population (Banque Mondiale 2004).

On ne trouve néanmoins pas ce consensus dans les études empiriques, que ce soit au niveau micro ou macro. Une des causes à cela est que la qualité des dépenses peut être radicalement différente d'un pays à l'autre. Un autre problème sous-jacent est la possibilité d'endogénéité, à nouveau. En effet, un pays avec une forte dégradation de l'état de santé de sa population cherchera probablement à mobiliser davantage de ressources dans le secteur de la santé.

Ainsi, Gupta et al. (2002) mènent une analyse transversale sur 22 pays en développement et en transition et trouvent que la part des dépenses publiques de santé en fonction du PIB, instrumentée ou pas²³, contribue significativement à la réduction des taux de mortalité infantile et infanto-juvénile. Cependant, le nombre d'observations est relativement limité pour pouvoir rendre ce résultat robuste. Bokhari et al. (2007) aboutissent à un résultat analogue, mais avec un échantillon de pays beaucoup plus grand, même un peu trop grand : les pays riches et pauvres y sont considérés ensemble, alors que certains ont achevé leur transition épidémiologique et d'autres ne l'ont pas commencée. Les comparaisons statistiques peuvent alors être audacieuses. Enfin, Wagstaff (2003),

²² Les dépenses publiques de santé sont définies par l'OMS comme la somme des dépenses engagées (en cash et en nature) pour la maintenance, la restauration et l'amélioration des services de santé par les entités gouvernementales (comme le Ministère de la Santé ou d'autres ministères), les organisations para étatiques et les agences de sécurité sociale. Cela inclut des transferts vers les ménages qui compensent leurs dépenses en soins médicaux, et des fonds extrabudgétaires qui financent les services et biens de santé.

²³ Les instruments du ratio dépenses publiques de santé par rapport au PIB utilisés par Gupta et al. (2002) sont l'aide étrangère par habitant, l'aide étrangère en fonction des dépenses publiques totales, les dépenses publiques militaires en fonction des dépenses publiques totales, et les dépenses publiques totales.

utilisant des données issues d'enquêtes pour 42 pays, estime que des niveaux de dépenses publiques de santé par habitant plus élevés sont associés significativement à des niveaux plus faibles de mortalité, parmi les enfants très pauvres, vivant avec moins de un dollar par jour. Cela suggère que, au moins, les dépenses publiques de santé sont efficaces pour améliorer la santé des plus pauvres.

D'autres études ne trouvent pas d'effet des dépenses publiques de santé. C'est le cas de Filmer et Pritchett (1997, 1999), malgré l'instrumentation²⁴ du ratio de dépenses publiques de santé sur PIB : ils ne trouvent pas d'effet significatif sur le taux de mortalité infanto-juvénile. De même, Wagstaff et Claeson (2004) sont plus nuancés et statuent que les dépenses publiques de santé sont nécessaires mais pas suffisantes

Cela étant, il est difficile de mesurer l'efficacité de dépenses publiques de santé dont la composition et la qualité peuvent varier sensiblement d'un pays à l'autre. Ainsi, certains chercheurs axent leurs recherches sur l'efficacité de différentes interventions publiques. Levine et al. (2004) nous ont ainsi éclairé de l'efficacité de nombreux programmes d'intervention, comme ceux des campagnes de vaccination contre la variole et contre la rougeole par exemple (cf. Chapitre 2 pour une revue plus détaillée). De même, Hanmer et al. (2003) estiment, à partir d'un échantillon de 115 pays sur la période 1960-1997, que des interventions publiques comme les campagnes de vaccination ou le nombre de médecins par rapport à la population réduisent significativement les taux de mortalité des enfants. Ainsi, selon eux, les dépenses publiques de santé peuvent être efficaces pour améliorer la santé des populations, pour un peu qu'elles soient bien affectées. De plus, pour Fay et al. (2005), qui étudient des données d'enquêtes pour 39 pays, un meilleur accès aux services de santé comme la vaccination, les soins prénataux et l'assistance médicale à l'accouchement réduit les taux de mortalité des enfants. Enfin, Mac Guire (2006), à partir de deux échantillons de pays en développement, pour les années 1995/96 et 1990, trouve que la mortalité infanto-juvénile est associée aux efforts

²⁴ Ils instrumentent par la part des dépenses publiques de santé dans le PIB des pays voisins, les dépenses militaires des pays voisins, si l'exportation principale du pays est le pétrole, le nombre d'années d'indépendance depuis 1776, les services de santé locaux moyen des pays voisins, l'accès moyen aux services de santé des pays voisins.

des services de santé maternelle et infanto-juvénile. Pour conclure, selon ces auteurs, il faut davantage s'assurer que les dépenses publiques de santé sont bien axées plutôt qu'augmenter leur montant²⁵.

L'efficacité de dépenses publiques de santé pour améliorer la santé dépend également des contextes et des systèmes de santé, là aussi différents d'un pays à l'autre. Selon Herrera et Pang (2005), les dépenses publiques de santé seraient moins efficaces dans les pays les plus touchés par l'épidémie de SIDA, dans ceux avec de fortes inégalités ou même ceux très dépendants de l'aide étrangère. De même, Gupta et Verhoeven (2001) affirment que les dépenses publiques de santé des pays africains auraient de moins bons résultats que celles des pays d'Asie ou des pays occidentaux²⁶.

Certains auteurs étudient les conditions sous lesquelles les dépenses publiques de santé sont les plus efficaces. Jayasuriya et Wodon (2003), sur 76 pays de 1990 à 1998, montrent, à partir d'une méthode DEA²⁷, que les dépenses publiques de santé sont plus efficaces quand le taux d'urbanisation est plus important et quand la qualité de la bureaucratie est meilleure. De même, Rajmukar et Swaroop (2002), à partir de 90 pays en développement en 1990 et 1997 trouvent que les dépenses publiques de santé réduisent les taux de mortalité des enfants là où il y a bonne gouvernance, c'est-à-dire peu de corruption et une bonne bureaucratie.

Enfin, il est suggéré que les dépenses publiques de santé n'ont pas un effet linéaire sur toutes les couches de la population. Certains trouvent que les programmes de santé publique favorisent davantage les riches que les pauvres (Castro-Leal et al. 1999, étude sur pays d'Afrique subsaharienne), d'autres au contraire qu'ils ont un impact significatif chez les plus pauvres (Gupta et al. 2003, Bidani et Ravallion 1997).

²⁵ Des études sont réalisées également au niveau microéconomique, mais les résultats sont contrastés. Par exemple, pour Attanasio et al. (2004) et Aturupane et al. (2006), l'influence sur la santé d'infrastructures publiques comme les hôpitaux ou la disposition de canalisation d'eau est positive; pour Lawson et al. (2007), les services locaux de santé ne le sont pas.

²⁶ Les dépenses publiques de santé des pays africains seraient cependant devenues plus efficaces au cours de la période étudiée 1984-95 (Gupta et Verhoeven 2001).

²⁷ La méthode DEA (data envelopment analysis) est une méthode d'analyse de l'efficacité.

3. Conclusion et ouverture

Dans ce chapitre, après avoir étudié les causes biomédicales de la santé, nous avons passé en revue les déterminants socio-économiques de la santé, aux niveaux micro puis macro-économiques.

Près de 10 millions d'enfants de moins de cinq ans meurent chaque année et plus de 90% de ces décès ont lieu dans les régions en développement : le taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans est bien plus important dans les pays en développement que dans les pays développés. Les maladies causant cette « surmortalité » sont, pour la plupart, des maladies évitables et curables : les principales maladies mises en cause sont la pneumonie, la diarrhée, le paludisme, les rougeoles et le SIDA (OMS 2008). Or, il existe des moyens de prévention ainsi que des traitements très efficaces. Tout au long de ce chapitre, nous tentons d'expliquer les raisons pour lesquelles ces enfants n'évitent pas ces affections et celles pour lesquelles ils ne guérissent pas. Nous avons ainsi remonté la chaîne des causalités de déclenchement des maladies et vu également en partie les raisons qui rendent fatales certaines de ces maladies.

Ainsi, nous intéressant plus particulièrement aux analyses macro-économiques, nous retenons comme déterminants de la survie des enfants le revenu moyen et sa répartition, l'éducation moyenne des parents, les dépenses publiques de santé et la vaccination. Ce sont à la fois des indicateurs statistiques disponibles, car facilement mesurables, et pertinents. En effet, le revenu moyen par habitant permet de mesurer les capacités financières des ménages à avoir un comportement sain vis-à-vis d'eux et de leurs proches mais aussi les capacités financières des communautés à apporter des infrastructures permettant d'assurer une bonne santé publique. Le coefficient de Gini quant à lui permet d'évaluer la dispersion des revenus. L'éducation des parents mesure les capacités intellectuelles des ménages à avoir de bons comportements de santé vis-à-vis d'eux et de leur famille ; elle permet aussi de mesurer les capacités des personnels de santé à apporter des soins de qualité à leurs patients. Les dépenses de santé mesurent l'effort financier pour la santé, et enfin, les variables de mesures sanitaires permettent de mesurer les efforts d'une autre manière. Le taux de vaccination est d'ailleurs une mesure sanitaire très facile à chiffrer et très efficace sur la santé des enfants.

Nous retenons plus particulièrement le rôle du revenu par habitant, ainsi que celui de la qualité des actions publiques de santé. Le niveau de revenu moyen joue sur le comportement des ménages pour leur santé, que ce soit par le biais de leur alimentation, de leur hygiène, ou de leur accès aux services de santé. De plus, le niveau de revenu moyen d'une nation est lié à sa capacité à offrir à sa population une bonne santé, à travers un environnement sain, des actions de santé publique, etc. L'effort qu'un gouvernement fait pour la santé de sa population est, lui, évaluable par les dépenses publiques de santé, mais les études mesurant leur efficacité ne sont pas d'accord. Celle-ci dépendrait en effet d'un certain nombre d'éléments, notamment de la composition des dépenses ou des contextes locaux (Dukhan 2010). Néanmoins, avec les actions de santé mesurables comme les taux de vaccination, les dépenses publiques de santé demeurent une des seules manières d'évaluer l'effort des pays pour la santé de leur population.

Par ailleurs, nous avons constaté que le rôle de l'aide internationale dans l'amélioration de la santé est très peu étudié. Or, l'aide publique au développement, dans nombre d'études empiriques, a montré une efficacité plus ou moins importante sur la croissance économique : il semble que par ce biais, l'aide étrangère pourrait avoir un rôle sur la santé des populations. De plus, l'assistance internationale affectée à la santé engendre des actions publiques de santé dans les pays en développement, ou permet de financer les dépenses publiques de ces gouvernements. Ainsi, l'aide étrangère, si elle est axée vers de bonnes actions de santé, et/ou si elle permet d'engendrer une croissance économique plus importante, peut permettre d'améliorer les niveaux de santé des populations receveuses. Or, même si c'est un sujet d'intérêt, l'efficacité de l'aide sur la santé est très peu étudiée. C'est l'objet de la partie 2 de cette thèse.

Enfin, l'instabilité macroéconomique n'est également que très peu abordée. Or, il a été souligné dans nombreuses études que l'instabilité du revenu – i.e. la succession de chocs positifs et négatifs de revenu – entraîne un moindre revenu moyen (Ramey et Ramey 1995). Ainsi, l'instabilité affecte la santé des populations, via le revenu, mais aussi via d'autres canaux identifiés plus tard : les effets négatifs de l'instabilité sur la santé et sur la pauvreté d'une manière plus générale sont analysés en partie 3 de cette thèse.

Partie 2 – Les effets du financement extérieur sur la santé

Les canaux de transmission

La réduction de la mortalité infanto-juvénile est un des objectifs du millénaire les plus universellement acceptés, et un des moyens proposés pour atteindre cet objectif est l'aide internationale. Or l'impact macroéconomique de l'aide publique au développement (APD) sur la santé des populations est mal connu.

Dans la partie précédente, nous avons observé que les actions publiques de santé, bien ciblées, permettent d'améliorer la santé des populations. De même, le niveau de richesse est important pour la santé. Or, l'APD permet de financer des programmes de santé ; elle permet aussi, plus généralement, d'améliorer l'environnement macroéconomique des pays bénéficiaires, et ainsi d'engendrer des revenus plus importants.

On étudie, dans le chapitre 2, l'impact macroéconomique des flux d'APD ciblés sur des actions de santé sur la survie des enfants. Le chapitre 3 fait l'objet d'une analyse des effets de l'APD globale sur la survie des enfants ; on décompose les chemins par lesquels l'aide passe : l'effet direct, passant par des actions de santé, et l'effet indirect, passant par une amélioration de l'environnement macroéconomique général.

Chapitre 2

L'aide extérieure affectée à la santé améliore-t-elle la santé ?

Résumé

La réduction de la mortalité infanto-juvénile est un des objectifs du millénaire pour le développement les plus universellement acceptés, et l'un des moyens proposés pour atteindre cet objectif est l'aide internationale. Or l'impact macroéconomique des flux d'aide affectée à la santé sur la santé des populations est mal connu. L'objectif de ce chapitre est de combler ce manque et de tester l'efficacité de l'aide affectée à la santé, au niveau macroéconomique. De nombreuses études microéconomiques ou évaluations de programmes ont d'ores et déjà suggéré que les activités d'aide à la santé étaient efficaces, mais aucune analyse macroéconomique solide n'a établi de lien entre l'aide affectée à la santé et la santé des populations.

A partir de données pour 88 pays en développement et en transition sur la période 1996-2007, nous estimons l'effet de l'aide affectée à la santé sur la survie infanto-juvénile. La double causalité entre l'aide et la santé est traitée à travers diverses batteries d'instruments, inspirées de la littérature sur l'efficacité de l'aide globale sur la croissance.

Nos résultats, robustes à de nombreuses variations, suggèrent que l'aide affectée à la santé est efficace pour améliorer la survie des enfants, et qu'elle l'est davantage dans les pays les plus touchés par des taux de mortalité importants.

1. Introduction

La réduction de la mortalité infanto-juvénile est un des objectifs du millénaire pour le développement (OMD) les plus universellement acceptés. Cependant, son réalisme est mis en doute en ce qui concerne une grande partie des pays les moins avancés. De plus, la réduction des deux tiers de la mortalité infanto-juvénile en 25 ans, et ce, au niveau mondial et au niveau de chaque pays, constitue un objectif très ambitieux au regard de l'histoire de la mortalité des enfants dans le monde (Clemens et al. 2004). Cet objectif néanmoins incite chaque pays à définir une stratégie de développement axée sur les résultats (en l'occurrence, les résultats préconisés par la communauté internationale).

Un des moyens pour atteindre les OMD est l'aide internationale. Il est en effet clairement admis que ces objectifs ne seront pas atteints sans une amélioration de l'aide, en quantité et en qualité (Radelet 2004, Nations Unies 2005). La communauté internationale s'est engagée à doubler les montants d'aide qu'elle verse aux pays en développement, une partie de cette aide ayant pour objectif d'améliorer les systèmes de santé de ces pays. Cette amélioration est nécessaire au développement de ces pays. Elle est d'autant plus nécessaire que la santé est un bien public mondial (Bell et Fink 2005). Mais que sait-on réellement de l'impact de l'aide publique sur la santé ?

Au niveau macroéconomique, beaucoup de travaux empiriques ont étudié l'impact de l'aide internationale sur la croissance économique. En revanche, les études sur son impact sur la santé des populations sont rares et peu robustes. C'est pourquoi nous nous intéressons aux effets de l'aide publique au développement sur la santé. On propose ici d'étudier plus particulièrement l'efficacité des flux spécifiquement axés vers la santé des populations.

Le plan du chapitre est le suivant. Dans la section 2, nous rappelons les succès rencontrés par différents programmes d'aide à la santé, puis nous étudions la littérature macroéconomique généralisant les effets de l'aide affectée à la santé sur la santé. Dans la section 3, nous développons une méthodologie corrigeant pour les écueils soulignés des études macroéconomiques précédentes. Notamment, nous développons plusieurs batteries d'instruments pour contrôler l'endogénéité de l'aide. Dans la section 4, nous présentons

les résultats des analyses statistiques et économétriques. Enfin, dans la section 5, nous synthétisons les principaux résultats et concluons sur différentes recommandations politiques.

2. Revue de la littérature

2.1 Les success stories de l'aide à la santé

Durant les cinquante dernières années, le monde en développement a bénéficié d'énormes améliorations en matière de santé. Ainsi, l'espérance de vie à la naissance est passée de 46 ans en 1950-55 à 65 ans en 2002 (OMS 2003) et le taux de mortalité infanto-juvénile a été divisé par plus de deux²⁸. C'est en partant de ce constat que Levine et le *What Works Working Group* du Center for Global Development (2004) ont étudié de nombreux cas d'aide à la santé dans les pays en développement (cf. Tableau 2. 1, p.57).

Ils ont notamment présenté les grands succès des campagnes de vaccination. C'est en effet grâce à ce type de programme que la variole a été éradiquée du monde : en 1966, on comptait entre 10 et 15 millions de cas de varioles dans plus de 50 pays, et plus d'un million et demi de personnes en succombaient chaque année. Depuis 1978, aucun cas n'a été détecté²⁹. Entre temps, l'Organisation Mondiale de la Santé a établi une unité spécialement dédiée à l'éradication de la variole, des soutiens techniques et financiers ont été apportés par les donateurs internationaux, et les gouvernements des pays où l'endémie persistait se sont mobilisés. Au total, entre 1967 et 1979, les donateurs ont participé à hauteur de 98 millions de dollars (tandis que 200 millions provenaient des pays touchés par la variole).

La variole n'est pas un cas unique : les campagnes de vaccination contre la rougeole dans 7 pays d'Afrique Australe³⁰ ont également vu le nombre de rougeoles passer de 60 000 cas en 1996 à 117 cas en 2000, et la rougeole a presque disparu des causes de décès chez les enfants. Le programme était largement financé par les 7 gouvernements, mais aussi par l'UNICEF, l'US Center for Disease Control and Prevention (CDC), et

²⁸ Calcul sur l'ensemble des pays en développement, à partir des données d'Ahmad, Lopez et Inoue (2000).

²⁹ Le dernier cas de variole a été enregistré en Somalie en 1977 (Levine et al. 2004).

³⁰ Botswana, Lesotho, Malawi, Namibie, Afrique du Sud, Swaziland, Zimbabwe.

l'agence d'aide publique au développement du Royaume-Uni (DFID). Au total, ce sont environ 26.4 millions de dollars qui ont permis de vacciner 24 millions d'enfants.

Il n'y a pas que les campagnes de vaccination qui « marchent ». Le programme de contrôle de l'onchocercose (ou cécité des rivières) en Afrique subsaharienne a dans un premier temps fait appel à des traitements insecticides hebdomadaires dans les zones à risques, ce qui a permis de contrôler les mouches noires, vecteur de transmission de la maladie. Dans un second temps, un médicament préventif et allégeant les symptômes de la maladie, le Mectizan, a été distribué aux populations³¹ par Merck and Co., Inc., grâce à un partenariat international important et la participation de 115 000 communautés rurales. En 1974, date de l'implantation du programme, sur une population de 20 millions environ, 2 millions d'habitants étaient infectés et 200 000 étaient aveugles ; depuis, le programme a prévenu 600 000 cas de « cécité des rivières », et permis à 18 millions d'enfants d'être libérés de cette maladie (estimations de Levine et al. 2004).

La campagne contre le « ver de Guinée » est elle aussi un succès. Elle s'est réalisée dans 20 pays en Asie et en Afrique subsaharienne, à partir d'interventions primaires telles que la fourniture d'eau potable, l'éducation à la santé, le contrôle et la surveillance des cas. Avant le début de la campagne, en 1986, environ 3.5 millions de personnes dans ces pays étaient infectés par le ver de Guinée, et 120 millions étaient exposées au risque. En 2005, moins de 11 000 cas sont reportés dans les 9 derniers pays à souffrir de la maladie. Ce programme réussi a bénéficié du support financier des 20 pays dans lesquels le programme a été implanté mais aussi d'un grand nombre d'organisations menées par le Carter Center, l'UNICEF, le US Center for Disease Control and Prevention, l'OMS, la fondation Bill et Melinda Gates, la Banque Mondiale, le PNUD, des ONG, des bilatéraux, des compagnies privées, pour un montant total entre 1986 et 2004 de 210 millions de dollars.

D'autres succès sont révélés par Levine et al. (2004). Une campagne nationale en Egypte, financée par l'agence d'aide publique au développement des Etats-Unis d'Amérique (USAID) et soutenue par l'expertise technique de l'OMS, a permis

³¹ Le premier temps concerne onze pays d'Afrique dès 1974, tandis que le second temps en comprend dix-neuf, et démarre en 1995.

d'augmenter l'utilisation de la thérapie de réhydratation orale en cas de diarrhée : cela a réduit les décès d'enfants de moins de un an pour cause de diarrhée de 82% entre 1982 et 1989. En Thaïlande, le programme « 100% préservatif » a permis de réduire de 80% le nombre de cas de VIH parmi les populations à haut-risque entre 1991 et 2001 (200 000 cas prévenus). Le programme régional d'élimination de la poliomyélite en Amérique Latine et Caraïbes a démarré en 1985 et la poliomyélite n'est plus un problème de santé publique maintenant. En Chine, grâce à un prêt de la Banque Mondiale et à l'expertise de l'OMS, 30 000 cas de tuberculose sont prévenus par an. Au Maroc, les dons d'antibiotiques par Pfizer ont permis de réduire la prévalence du trachome aveuglant de 75%. Le Népal a vu sa mortalité infanto-juvénile réduire de moitié entre 1995 et 2005 grâce au programme de lutte contre la déficience en vitamine A, initié en 1993 par le gouvernement et soutenu par l'UNICEF, l'USAID, les chercheurs locaux et les ONG locales.

Le discours d'Esther Duflo (2009) est un peu plus nuancé en ce qui concerne les réussites de l'assistance extérieure. Cette dernière doit être inventive pour inciter les populations à en bénéficier. Cela vient du fait que la population a tendance à sous-estimer les bénéfices des soins préventifs, et à surestimer les bénéfices des soins curatifs. Les coopérants doivent parfois donc inciter la population à utiliser les soins préventifs que l'assistance apporte, et pour qu'elle comprenne par la suite ses bienfaits. C'est ce qu'a vécu et décrit Dupas (2008) : avec l'ONG Together Against Malaria, elle passait dans des villages, au Kenya, pour proposer des moustiquaires à 5 dollars. Le programme distribuait des bons de réduction entre 0 et 3 dollars, ce qui incitait les gens à acheter une moustiquaire, et donc à tester l'efficacité des moustiquaires. Quelques mois plus tard, l'ONG est repassée, et les habitants achetaient volontairement des moustiquaires, cette fois non subventionnées : il y a donc un apprentissage de l'intérêt de la moustiquaire et des soins préventifs d'une manière plus générale. Dans l'Udaipur, Seva Mandir³² a réalisé des campagnes de vaccination régulières dans chaque village, ce qui a entraîné une hausse du premier vaccin, mais malheureusement pas du vaccin de rappel : des incitations, comme dans l'exemple un lot d'assiettes et d'un kilogramme de lentilles, permettent d'augmenter le taux de vaccination complète de façon importante. L'apprentissage social est également constaté par Miguel et Kremer (2004) pour le déparasitage.

³² Seva Mandir est une ONG travaillant pour le développement des populations rurales et tribales des districts de Udaipur et de Rajsamand, en Inde.

Ainsi, malgré des difficultés de mise en place des programmes, dues en partie aux comportements de santé des populations, les programmes peuvent fonctionner, car les comportements de santé eux-mêmes peuvent changer. Un dernier exemple, plus général : au Mexique, un an après sa mise en place, le programme pour l'éducation, la santé et l'alimentation, appelé initialement Progresa puis Oportunidades, a réellement incité aux changements de comportements, notamment en matière de santé. Les enfants de moins de cinq ans inclus dans le programme avaient ainsi 12% moins de probabilité de tomber malades que les autres, non inclus dans le programme ; de nettes améliorations sont également observées chez les personnes plus âgées (Levine et al. 2004).

En conclusion, les interventions de santé majeures fonctionnent, même dans les pays les plus pauvres. Celles-ci étant financées en partie par l'extérieur, on peut d'ores et déjà annoncer que le financement international, qu'il soit public ou privé, a amélioré la santé et même sauvé des vies. Qu'en est-il au niveau macroéconomique, lorsqu'on essaie d'évaluer les effets de l'aide affectée à la santé sur la santé ? Observe-t-on des externalités négatives à l'aide étrangère, qui freineraient ainsi les effets des programmes décrits ci-dessus ?

Tableau 2. 1 Tableau synthétique de *success stories* décrites par Levine et al. (2004)

Programme	Bailleurs de fonds, coordinateurs	Montants déployés par les bailleurs de fonds (USD)	Montants déployés par les pays touchés (USD)	Période, Lieu	Statut avant le projet	Résultats
Eradication de la variole	OMS et autres	98 M	200 M	1967-1979 Monde	Avant 1966: - 10 à 15 M de cas de varioles par an dans le monde, + d'1,5 M de décès dus à la variole par an	Depuis 1978: aucun cas de variole détecté
Lutte contre la rougeole en Afrique Australe	UNICEF, CDC, DFID	26.4 M (majeure partie provenant des budgets nationaux)		1996-2000 7 pays d'Afrique Australe	1996: 60 000 cas de rougeoles	2000: -117 cas de rougeoles, -24 M d'enf. vaccinés
Lutte contre l'onchocercose	Partenariat international important (27 donateurs)	600 M	-	1974-2002 11 pays d'Afrique subsaharienne	1974, sur 20 M d'hab.: - 2 M d'hab. infectés - 200 000 aveugles	2002: - 600 000 cas de maladie prévenus -60 000 cas de cécité prévenus -18 M d'enfants libérés de cette maladie
Campagne contre le ver de Guinée	Carter Center, UNICEF, CDC, OMS, Fondation B&M Gates, BM, PNUD, ONGs, etc	210 M		1986-2004 20 pays d'Asie et d'Afrique subsaharienne	1986: -3,5M de pers. infectées -120 M exposées au risque	2005: moins de 11 000 cas reportés
Campagne pour la réhydratation orale	USAID, UNICEF, OMS	25.8 M	17.2 M	1982-1989 Egypte	1977: les diarrhées sont la cause d'au moins 50% de la mortalité infantile	Entre 1982 et 1989: Réduction des décès d'enfants de moins de cinq ans pour cause de diarrhée de 82%
Programme d'élimination de la poliomyélite	UNICEF, USAID, IDB, Rotary, etc.	46 M	74 M	1985-1990 Amérique Latine et Caraïbes		1991: Dernier cas recensé de poliomyélite
Lutte contre la tuberculose	Banque Mondiale, OMS	130 M		1990-2000 Chine	1990: 360 000 décès dus à la tuberculose par an	2000: -déclin de cas de tuberculose de 37% -1,5 M patients traités -30 000 cas de décès dus à la tuberculose prévenus par an
Lutte contre le trachome	UNICEF, Pfizer, etc.	72 M (dons antibiotiques)	-	Maroc	1992: 5% de la pop atteinte du trachome	Prévalence du trachome réduite de 75%
Lutte contre la déficience en vitamine A	UNICEF, USAID, ONGs et chercheurs locaux	2500 par an		1993-2005 Népal	dans les 1990s: 2 à 8% des enfants en âge préscolaire expérimentaient des déficiences en vitamine A associées à la cécité et au risque de décès	entre 1995 et 2005 : MIJ réduite de moitié
Traiter les cataractes	Banque Mondiale, Cataract Blindness Control Program	122.4 M	13.6 M	1994-2001 Inde	1990: plus de 80% des aveugles (plus de 10 millions d'individus) souffraient de cataracte	En 2000: 320 000 personnes ont été sauvées de la cécité, grâce à des opérations chirurgicales adaptées
Prévenir la méningite Hib	Aventis Pasteur, GAVI	dons de vaccins + support financier		1997-2008 Gambie	1990: 200 enfants /100 000 contractent le Hib	1998: 21 enfants /100 000 contractent le Hib
Programme 100% préservatif	National AIDS Committee	-	375 M entre 1998 et 2001	1991-2001 Thaïlande	1989: 14% de la population à haut risque se protège avec des préservatifs	Entre 1991 et 2001: -Réduction du nombre de cas de VIH parmi les populations à haut risque de 80% -200 000 cas prévenus
Améliorer la santé des pauvres	Progesa, puis Oportunidades	-	-	Depuis 1999 Mexique		Les enfants inclus dans le programme ont 12% moins de chances d'être malades

Source : Levine et al. 2004, Synthèse de l'auteur. Note : M = million.

2.2 Vers une généralisation de ces *success stories*

C'est un sujet très récent que de traiter de l'efficacité de l'aide affectée à la santé (hygiène, eau, etc.) sur la santé, et très peu de travaux ont été édités. A ma connaissance, seules deux études ont été publiées, et quelques trois bons *working papers* s'intéressent de près au sujet. Leurs résultats sont synthétisés dans le Tableau 2. 2 (page 60).

Les deux études publiées sont celles de Bokhari, Gai et Gottret (2007) et de Wolf (2007), mais elles sont incomplètes et discutables. La première s'intéresse plus particulièrement à l'efficacité des dépenses publiques de santé sur la santé des populations, tout en prenant en compte l'aide affectée à la santé, pour contrôler l'effet des projets de santé provenant de l'extérieur. A partir de données transversales pour 127 pays en 2000, l'effet de l'aide est estimé comme non significatif, quel que soit l'indicateur de santé choisi (taux de mortalité infanto-juvénile ou maternelle). Néanmoins, cet effet est probablement sous-estimé puisque l'endogénéité potentielle de l'aide n'est pas traitée^{33,34}. La seconde étude publiée, celle de Wolf (2007), s'intéresse davantage aux bénéficiaires de l'aide sectorielle, à la fois sur la santé, sur l'eau et les installations sanitaires, et sur l'éducation. A partir de données transversales sur 110 pays pour 2002, l'auteur montre que l'aide affectée à la santé réduit significativement la mortalité infanto-juvénile (mais pas la mortalité infantile). Cependant, le modèle estimé ne contrôle ni pour le niveau de revenu de la population ni pour son niveau d'éducation, qui sont pourtant des variables explicatives reconnues. L'effet de l'aide ainsi évalué est probablement mal calculé. Par ailleurs, il est peut-être sous-estimé, puisqu'on ne tient pas compte ici de la potentielle endogénéité de l'aide.

Mishra et Newhouse (2007) ont réalisé une étude beaucoup plus approfondie sur les effets de l'aide affectée à la santé sur la santé. Se basant sur un panel de 118 pays entre 1973 et 2004, les auteurs trouvent que l'aide affectée à la santé réduit significativement la mortalité infantile, mais que son effet est plutôt faible : doubler l'aide à la santé par habitant est associée à une réduction de 2% de la mortalité infantile. Les auteurs contrôlent

³³ Les problèmes potentiels d'endogénéité sont discutés dans la section 3.2.

³⁴ L'effet est d'autant plus sous-estimé que l'échantillon de pays est très large et semble comprendre des pays de tous niveaux de revenus (faible à riche).

pour l'endogénéité à travers l'estimateur *GMM*³⁵. Gyimah-Brempong et Asiedu (2008) mènent aussi des estimations *GMM* sur un panel de 90 pays avec des moyennes de 3 ans sur la période 1990-2004, et trouvent un effet négatif significatif de l'aide affectée à la santé sur la mortalité infantile. Enfin, Chauvet, Gubert et Meslé-Somps (2008), à partir de données pour 98 pays de 1987 à 2004, trouvent que l'aide affectée à la santé est efficace pour réduire la mortalité infanto-juvénile, et qu'elle l'est davantage dans les pays les plus pauvres. Cette dernière étude utilise un panier d'instruments³⁶, ce qui permet de traiter plus efficacement l'endogénéité de l'aide.

D'une manière générale, ces travaux ont des limites, et nécessitent des améliorations. Notons tout d'abord que la qualité des données d'aide qu'ils utilisent est contestable. En effet, les données d'aide sectorielle ne sont fiables qu'à partir de 1995 pour les engagements et à partir de 2002 pour les décaissements (cf. Encadré 2. 2, page 66) ; l'étude doit donc se focaliser sur une période récente (i.e. à partir de 1995) et ne peut donc partir de 1973. Ensuite, l'aide sectorielle affectée à la fourniture d'eau, aux sanitaires, mais également au planning familial doit avoir un effet direct sur la santé. En effet, si la qualité du système de santé est importante pour garantir une bonne santé à la population (que ce soit pour guérir ou prévenir), la qualité de l'eau, de l'environnement sanitaire est très importante et prévient l'apparition des maladies. Enfin, les flux apportés par des fondations comme celle de Bill et Melinda Gates ou par les nombreuses ONG ne sont pas étudiés alors que leur participation est de plus en plus importante.

³⁵ Ils instrumentent les variables prédéterminées et endogènes de leur modèle par leurs retards appropriés : cela permet d'éviter d'introduire une corrélation fautive entre ces variables et le terme d'erreur.

³⁶ Instruments à la Tavares (2003) : Indices de proximité entre les pays receveurs et les 5 pays donateurs les plus importants (muettes langue commune et religion commune) multipliés par le budget alloué à l'aide totale de ces 5 pays donateurs.

Tableau 2. 2 Revue de la littérature macroéconomique sur l'efficacité de l'aide affectée à la santé. Synthèse des travaux empiriques.

		Mishra, P. and D. Newhouse, 2007	Bokhari, Gai et Gottret 2007	Wolf 2007	Chauvet, Gubert, Meslé-Somps 2008	Gymah-Brempong et Asiedu 2008	
Variable dépendante	Taux de mortalité infantile	*		*	*	*	
	Taux de mortalité infanto-juvénile		*	*	*		
	Taux de mortalité maternelle		*				
Méthode d'estimation	MCO	*	*	*			
	EF				*	*	
	DMC				*		
	GMM	*	*			*	
Observations	Nb de pays	118	127	110	98	90	
	Nb de périodes	+	1	1	4	5	
	Durée des périodes (en années)				4	5	
	Période	73-04	2000	2002	87-04	90-04	
Variables d'intérêt	Financement externe axé sur la santé	Aide à la santé, par tête (1)	+**	0		+*	+*
		Aide à la santé % PIB					+*
		Aide à la santé % Aide totale			+*		
		Aide total % PIB (2)			-***		
		Volatilité de l'aide			-*		
		Transferts des migrants, par tête				+***	
Variables de contrôle	Ressources financières	Revenu par tête (3)	+***	+*		+***	+***
		Taux de croissance					-***
	Engagement Etat	Dép. pub. santé par tête		+*	+*		+*
		Dép. pub. Sociales * cond. (4)		+*			
	Système de santé	% de médecins et/ou infirmières	+*			0	
		Prévalence du SIDA	0		-*		
		Accès eau potable, sanitaires, santé	0	0	-***		
	Education	Nb d'années d'éduc effectuées (5)				0	-*
		Taux d'analphabétisme (5)	0	-***			
	Population	% population urbaine, densité			0		
		Population	0				
		Taux de croissance de la pop					-***
	Autres	Muettes régionales	*				*
		Muettes période					*
		Taux de fertilité, taux de natalité	0		-***	-***	
		Muette conflit	0				
		Variable dépendante retardée	-***				-***
Qualité institution ou politique (6)				0		+***	
Routes pavées par unité d'aire			+***				

Note: + signifie une amélioration de la santé, - une dégradation; * signifie que la variable sort significativement au seuil de 10%, *** signifie qu'elle sort très significativement, au seuil de 1 à 5%, et dans la plupart des estimations de l'étude en question; 0 signifie que la variable ne sort pas significativement.

(1) Effet de l'aide seul, ou avec condition (qualité de la politique, ln(PIB par habitant)).

(2) Aide à la santé actuelle ou retardée, en log ou en absolu, sans condition ou conditionnel à PIB par tête initial.

(3) Variables de revenu: PIB, PNB, dép.de conso; en PPA ou en dollars constants; retardé ou pas; en log ou pas.

(4) Conditions, selon les études: ln(PIB par habitant), Aide à la santé.

(5) Education ou Analphabétisme mesurés sur toute la population ou sur les femmes seulement.

(6) Qualité des institutions: Guide de risque pays international (ICRG), corruption, bureaucratie, droits politiques, civiques, etc.; Qualité des politiques: évaluation des politiques et institutions des pays (CPIA).

Encadré 2. 1 Le canal des dépenses publiques: la question de la fongibilité

L'aide sectorielle à la santé est destinée à financer le budget santé des pays bénéficiaires. Les dépenses publiques de santé permettant d'améliorer l'état de santé de la population, l'aide affectée à la santé, par ce canal, permet d'accéder à une meilleure santé. Néanmoins, l'efficacité de l'aide à la santé dépend de son utilisation par les pays bénéficiaires : ceux-ci peuvent choisir d'utiliser ces fonds dans un autre but. On parle alors de fongibilité de l'aide.

Plus précisément, il y a fongibilité lorsque l'aide ciblée sur un objet, qui aurait de toute manière été financé, libère des ressources pour financer d'autres objets, qui, eux, n'auraient pas été financés sans cette aide. Ainsi, on dit que l'aide sectorielle est fongible dans un pays receveur lorsque le montant reçu d'aide sectorielle n'engendre pas une augmentation des dépenses sectorielles du même montant. La fongibilité est totale si l'augmentation des dépenses sectorielles est nulle. La fongibilité est partielle si cette augmentation est inférieure à l'aide affectée.

Y a-t-il fongibilité de l'aide ? Il n'y a pas de consensus dans la littérature quant à l'existence ou non de fongibilité de l'aide. Le rapport Feyzioglu et al. (1998), sur une étude économétrique en panel, trouve que l'aide est fongible dans les secteurs de l'agriculture, de l'éducation et de l'énergie, mais pas dans les secteurs des transports et communications. Dans le secteur de la santé en revanche, aucun élément ne permet de conclure. Devarajan et al. (1999) se focalisent sur les pays africains, où la fongibilité était suspectée de causer l'inefficacité de l'aide, et y trouvent une fongibilité partielle. Cependant ces deux dernières études sont critiquées car elles utilisent les prêts concessionnels seulement, alors que les dons représentent les deux tiers de l'aide sectorielle (Berg 2003, Lensink et White 2000).

Masud et Yontcheva (2005) trouvent, sur un panel de 58 pays de 1990 à 2001, que l'aide bilatérale peut être fongible, tandis que Mishra et Newhouse (2007) réfutent cette idée, à partir d'un panel de 118 pays de 1973 à 2004 ; selon eux, doubler l'aide à la santé par tête est associé à une augmentation de 7% des dépenses publiques de santé par tête ; augmenter l'aide à la santé par tête de 1 dollar engendre une augmentation des dépenses publiques de santé par tête de 1.5 dollars.

Encadré 2. 1. Suite

Les études pays ne sont pas plus consensuelles : Pack et Pack (1990) trouvent de la fongibilité en Indonésie, mais pas en République Dominicaine (1993). Mavrotas et Ouattara (2006) ne trouvent pas de fongibilité dans les Philippines, le Costa Rica ni au Pakistan. Il n'y a donc pas d'évidence, que ce soit au niveau micro ou macro, quant à l'existence ou non d'une fongibilité partielle ou totale de l'aide. C'est en réalité très difficile d'estimer si l'aide est fongible ou pas, la plus grosse difficulté étant de savoir ce que le gouvernement aurait fait s'il avait reçu des ressources, non ciblées, pour un montant équivalent (Wagstaff et Claeson 2004).

La fongibilité, si elle existe, est-elle un frein à l'efficacité de l'aide ? Les bailleurs de fonds ciblent l'aide vers des domaines qui leur semblent importants. Si les gouvernements bénéficiaires décident d'utiliser ce surplus de ressources pour un autre domaine, c'est leur choix. Pourtant, on parle souvent du « problème » de la fongibilité, et l'associons ainsi à quelque chose de négatif. Peut-être est-ce parce que les agences d'aide perdent le contrôle de leurs ressources et ont par ailleurs plus de difficultés à les légitimer auprès de leurs populations ? Il est vrai que la fongibilité peut inciter les bailleurs de fonds à faire de l'aide projet. Or, selon le rapport *Assessing Aid* (Banque Mondiale 1998), faire de l'aide-projet en présence de fongibilité peut déresponsabiliser le gouvernement receveur, et n'est donc pas très efficace à long terme. C'est en ce sens que la Déclaration de Paris (2005) incite à faire de l'aide budgétaire ou sectorielle : ce type d'aide est plus efficace à long terme, qu'elle soit fongible ou non. D'ailleurs, Pettersson (2007), qui trouve que l'aide est fongible dans un échantillon de 57 pays bénéficiaires, ne trouve pas d'évidence de différence d'efficacité entre l'aide sectorielle fongible et celle non fongible. En effet, même si l'aide ciblée sur un secteur en particulier est fongible, cela ne signifie pas que son utilisation par ailleurs est moins efficace ou moins pro-poor. On peut concevoir que le gouvernement prenne cette opportunité pour financer des secteurs pro-poor dans le contexte du pays, par exemple l'agriculture : le résultat dépend de l'utilisation des ressources faite par le gouvernement. De plus, l'aide ciblée peut contenir une composante technique : même si il y a fongibilité, la présence d'éléments techniques provoque une implantation des projets différente de celle qui aurait été financée par des ressources domestiques. L'aide permet toujours des transferts d'idées, de savoir-faire.

En somme, ni l'existence de fongibilité de l'aide sectorielle ni son éventuel impact sur l'efficacité des ressources ne sont observés de façon consensuelle dans la littérature.

3. Méthode

L'analyse économétrique repose sur un panel quasi-cylindré de 88 pays en développement et en transition (Tableau 2. 3) pour lesquels nous disposons de 3 observations : 1996-99, 2000-03 et 2004-07. Cet échantillon est composé de 34 pays d'Afrique subsaharienne, 38 pays à revenu faible et 50 pays à revenu intermédiaire.

Tableau 2. 3 Liste des pays de l'échantillon

*Afrique du Sud	*Ethiopie	*Niger
Albanie	*Gabon	*Nigeria
Algérie	*Ghana	*Ouganda
*Angola	Guatemala	Pakistan
Argentine	*Guinée	Panama
Arménie	Honduras	Papouasie N-Guinée
Azerbaïdjan	Inde	Paraguay
Bangladesh	Indonésie	Pérou
*Bénin	Iran	Philippines
Biélorussie	Jordanie	*Rwanda
Bolivie	Kazakhstan	Salvador
Bosnie Herzégovine	*Kenya	*Sénégal
*Botswana	Kirghizistan	*Sierra Leone
Brésil	Laos	Sri Lanka
*Burkina Faso	*Liberia	Suriname
*Burundi	Macédoine	*Swaziland
Cambodge	*Madagascar	Tadjikistan
*Cap Vert	Malaisie	*Tanzanie
*Centrafricaine, Rép.	*Malawi	*Tchad
Chili	*Mali	Thaïlande
Chine	Maroc	*Togo
Colombie	*Mauritanie	Tunisie
*Congo	Mexique	Turquie
*Congo, Rép. Dém	Moldavie	Ukraine
Costa Rica	Mongolie	Uruguay
*Côte d'Ivoire	*Mozambique	Venezuela
Croatie	*Namibie	Viet Nam
Dominicaine, Rép.	Népal	Yémen
Egypte	Nicaragua	*Zambie
Equateur		

Note : l'astérisque * identifie les pays d'Afrique subsaharienne.

3.1 Données

La variable d'intérêt

Notre objectif est d'examiner l'impact, supposé bénéfique, de l'aide publique au développement³⁷ affectée à la santé dans un sens large³⁸ a sur la santé des populations. L'aide censée être la plus bénéfique pour la santé des populations est celle qui est axée vers des activités ayant un impact direct sur la santé, à savoir vers les soins de santé, mais aussi vers la fourniture d'eau potable ou de sanitaires de qualité, et vers la prévention concernant la santé de la reproduction. La somme de ce type d'activités d'aide financées et notifiées auprès du Comité d'Aide au Développement (CAD) par les bailleurs de fonds permet de mesurer l'aide à la santé décaissée et reçue par les pays en développement. Ce type de données se trouve dans la base de données Système de Notification Par les Créanciers (SNPC) du CAD.

La qualité des données issues du SNPC est sujette à débat (cf. Encadré 2. 2, page 66) : en effet le taux de couverture des activités par rapport à l'aide totale reçue n'est pas de 100%, et suggère que les activités d'aide sont mal notifiées par les bailleurs de fonds. Notamment, les données notifiées par les bilatéraux ne sont considérées comme étant de bonne qualité qu'à partir de 1995 pour les engagements et à partir de 2002 pour les décaissements. Ce n'est pas le cas des données des agences multilatérales, dont les efforts de notification sont encore irréguliers.

Les engagements étant mieux notifiés, ils peuvent sembler plus adéquats pour notre analyse. Cependant, les engagements pris en 2000 peuvent être décaissés en 2000, comme en 2003, comme sur plusieurs années successives³⁹. Les renseignements à ce sujet sont

³⁷ L'aide publique au développement telle que définie par le CAD prend en compte les dons publics ainsi que les prêts publics ayant un élément de libéralité au moins égal à 25 pour cent (sur la base d'un taux d'actualisation de 10 pour cent), à condition qu'ils aient (dons et prêts) un objectif de développement.

³⁸ L'aide affectée à la santé au « sens large » est définie comme l'aide affectée aux secteurs de la santé, de l'eau et des sanitaires et de la population (selon la typologie du CAD). On suppose en effet que les activités améliorant l'accès à l'eau potable, à des sanitaires de qualité ou au planning familial permettent, tout autant que l'aide affectée au secteur de la santé, d'améliorer directement et significativement la santé dans les pays pauvres.

³⁹ Les montants sur les engagements sont notifiés sur l'année pendant laquelle l'engagement a été pris, et non sur l'année pour laquelle l'engagement est destiné.

trop épars, et il est impossible, à partir de cette base de données, de définir le montant engagé pour une année. D'autre part, il n'est pas sûr que l'intégralité des engagements soit réellement décaissée et effectivement reçue par les pays en développement. Nous choisissons donc de mener l'essentiel de l'analyse à partir des décaissements d'aide. Nous utiliserons les engagements d'aide pour compléter l'analyse.

A partir de la base SNPC, on peut définir différents niveaux d'aide à la santé : nous décidons d'utiliser l'aide au développement de soins de santé (niveau 12 dans la base SNPC), additionnée à l'aide au développement de planning familiaux et de santé de la reproduction (niveau 13) ainsi qu'à l'aide à la fourniture d'eau potable et de sanitaires (niveau 14). Nous appelons la somme de ces trois niveaux l'aide affectée à la santé « au sens large ». Deux autres niveaux seront analysés en complément : l'aide affectée à la santé « au sens strict », qui correspond au niveau 12, à savoir l'aide pour les soins de santé primaire et spécialisés ; et un niveau plus détaillé, le niveau 121, qui décrit uniquement l'aide affectée à la santé primaire, qu'on nomme l'aide affectée à la santé « primaire » ou « de base ».

L'OMS fournit également une donnée de financement externe de la santé. Elle est définie comme étant la somme des ressources provenant des unités non-résidentes et étant destinées à financer des biens ou services de santé pour les agents résidents. Cela inclut les dons et les prêts. Ceux-ci peuvent passer par le canal de l'administration publique ou d'organismes privés. Les informations sur ces ressources proviennent du CAD, et peuvent être confirmées ou modifiées par les Etats Membres contrôlant les ressources extérieures de leur système de santé. Cependant, ce ne sont pas tous les pays membres qui vérifient ces données. Par ailleurs, les données de l'OMS voudraient au maximum refléter les dépenses effectives ; mais dans certains cas, elles reflètent les engagements des bailleurs, et non les décaissements. Les différentes observations de la variable de financement externe de l'OMS semblent difficilement interprétables et comparables. Dans la mesure où l'objectif de l'OMS était de fournir une donnée reflétant toutes les ressources provenant de l'extérieur pour la santé, nous l'utiliserons pour tester la robustesse de nos résultats, avec toutefois en tête les limites de cette mesure.

Encadré 2. 2 La qualité des données issues de la base SNPC du CAD

Le Système de Notification des Pays Créanciers (SNPC) recense les données sur l'aide publique au développement et les autres prêts aux pays en développement depuis 1967 (Mosnier 2008). Cette base couvre les activités individuelles menées par les pays membres du CAD dans le cadre de leur APD bilatérale ainsi que celles financées par certaines institutions multilatérales sur leur budget régulier.

L'avantage de cette base est qu'elle permet de faire une sélection très fine de données compte tenu des multiples dimensions (bénéficiaire, donneur, secteur, sous-secteur, flux, canal, type d'aide, année,...). En plus des renseignements qui servent à classer le projet dans chacune des dimensions de la base SNPC, on peut trouver le nom de l'agence qui met en œuvre le projet, le montant du projet qui est lié, partiellement lié ou délié, ainsi qu'une description longue du projet. Enfin, c'est la seule base qui établit un lien entre les engagements et les versements en permettant de suivre chaque année pour chaque projet, les montants engagés et décaissés.

La limite essentielle de ces données est l'irrégularité avec laquelle les bailleurs de fonds notifient leurs activités individuelles auprès du CAD. Selon les bailleurs ou les années, le taux de couverture des activités d'aide par rapport à leur aide totale* est variable, et passe ainsi de très faible à très bon (cf. Tableau A-2. 1 et Tableau A-2. 2 en annexe qui présentent les taux de couverture de l'APD bilatérale totale par donneur). A partir de 1995, les taux de couverture des engagements des donneurs bilatéraux sont considérés comme raisonnables ; ceux de leurs décaissements ne le sont qu'à partir de 2000. Concernant les activités d'aide des donneurs multilatéraux, c'est encore pire. La notification de leurs activités est réalisée sur la base du volontariat (excepté pour la Commission Européenne qui est membre du CAD), et les efforts ne sont pas du tout réguliers selon les années.

* Les taux de couverture sont calculés en comparant les données sur les activités d'aide du SNPC avec les agrégats correspondants notifiés dans les statistiques annuelles du CAD : le taux de couverture est le total du SNPC en pourcentage du total du CAD.

Toutes ces données peuvent s'avérer insuffisantes dans le sens où elles ne révèlent pas l'effort global du monde extérieur pour améliorer la santé des pays en développement. Par exemple, l'assistance des fondations Bill et Melinda Gates n'est pas retranscrite ici. Son impact est pourtant très important à travers par exemple les campagnes de vaccinations. Plus généralement, les contributions du secteur privé sont très importantes : selon l'institut pour les métriques et l'évaluation de la santé (IHME 2009), en 2007, environ un tiers de l'aide étrangère affectée à la santé provenait du secteur privé américain (ONGs, fondations). De même, les partenariats mondiaux de santé, comme le GAVI et le GFATM, comptent pour 13% de l'aide affectée à la santé. L'IHME a d'ailleurs très récemment réalisé et publié un travail de collecte très important. Leurs données sur l'aide au développement pour la santé incluent à la fois des contributions financières et en nature dont les activités ont pour objectif d'améliorer la santé des pays à revenu faible et intermédiaire. Elles contiennent les données d'aide à la santé des agences de développement bilatérales, de la Banque Mondiale⁴⁰, de la Banque Africaine de Développement, de la Banque Asiatique de Développement, du Fonds Mondial, ainsi que celles du GAVI et de la Fondation Bill et Melinda Gates. Ces données seront utilisées en complément de l'analyse principale.

Il convient de noter que l'assistance déployée par les très nombreuses organisations non gouvernementales n'est toujours pas comptabilisée ici⁴¹. Pourtant, les interventions des ONG sont souvent axées sur la santé, l'alimentation, l'eau, l'environnement, et sont donc susceptibles d'améliorer la santé des populations. Les données du CAD révèlent d'ailleurs que les dons de l'aide privée représentent 15% de l'aide publique au développement en 2007. Un gros travail de collecte de données est à faire pour pouvoir estimer l'ampleur des effets de l'aide extérieure⁴².

⁴⁰ Les données d'aide de la Banque Mondiale sont celles de l'association internationale de développement (IDA) et de la banque internationale pour la reconstruction et le développement (IBRD).

⁴¹ Plus précisément, que les données proviennent du CAD de l'OMS ou de l'IHME, les données sur l'aide reçue par les pays en développement ne comprennent pas l'aide des ONG. L'IHME a effectivement mené un travail de collecte important sur l'aide des ONG américaines, mais les données sur l'aide reçue par les pays en développement ne sont pas retranscrites dans leurs bases. Au mieux, les ONG pour lesquelles nous disposons de données sur l'aide reçue sont les agences d'aide multilatérale ainsi que le GAVI, le GFATM et la Fondation Bill et Melinda Gates.

⁴² Koch et al. (2009) ont réalisé une base regroupant les flux de nombreuses ONG vers de nombreux pays bénéficiaires, pour l'année 2005.

Dans cette étude, nous utiliserons comme variable d'intérêt l'aide publique à la santé au sens large - i.e. qui comprend les niveaux 12 (santé), 13 (eau et sanitaire) et 14 (planning familial) dans la base SNPC du CAD, alternativement par habitant et en pourcentage du PIB. Les données plus détaillées de la base SNPC, ainsi que les données de l'OMS et de l'IHME seront utilisées pour tester la robustesse des résultats.

La variable expliquée

L'état de santé d'un pays peut être mesuré à travers plusieurs indicateurs. Un premier indicateur reflétant bien les problèmes de santé d'un pays est le taux de mortalité infanto-juvénile. Le taux de mortalité infanto-juvénile représente la probabilité qu'un enfant né durant une période spécifique meure avant son cinquième anniversaire, s'il est soumis aux taux de mortalité spécifiques à chaque âge de la période donnée. Cette probabilité est exprimée pour mille naissances. La santé d'une population peut également être approximée par le taux de mortalité infantile, qui est la probabilité qu'un enfant né durant une période spécifique meure avant son premier anniversaire. L'espérance de vie représente un troisième indicateur de la santé : l'espérance de vie à la naissance indique le nombre moyen d'années que des nouveau-nés vivraient, si les taux de mortalité courants pour chaque âge demeuraient identiques durant sa vie. La principale différence entre les deux indicateurs choisis se situe au niveau de la population ciblée : l'espérance de vie concerne toute la population alors que la mortalité infanto-juvénile et la mortalité infantile se focalisent sur la santé des enfants de, respectivement, moins de cinq ans et moins de un an.

Ainsi, l'espérance de vie synthétise les schémas de mortalité prévalant à tous les groupes d'âge, c'est-à-dire chez les enfants, mais aussi chez les adolescents, les adultes et les personnes âgées. Cependant, les réductions de mortalité suggérées par une augmentation de l'espérance de vie peuvent avoir lieu parmi des groupes d'âge différents selon les pays, et, par conséquent, les comparaisons entre pays s'avèrent difficiles⁴³ (Cutler et al. 2006). Un autre élément qui nous fait préférer, comme variable de santé, la mortalité des enfants est le manque d'informations complètes et fiables sur les données de

⁴³ Néanmoins dans les pays en développement, l'espérance de vie est très largement influencée par les schémas de mortalité chez les enfants (pour des raisons de méthode de calcul), et l'impact de l'aide sur l'espérance de vie est très largement influencé par l'impact de l'aide sur la survie des enfants.

mortalité des adultes et personnes âgées dans les pays en développement. Les estimations de l'espérance de vie sont donc souvent réalisées à partir de modélisations, fondées sur des données relatives à d'autres populations, et sont, au final, peu fiables. Les données sur la mortalité infanto-juvénile sont par conséquent plus vraisemblables.

Le taux de mortalité infanto-juvénile est focalisé sur la population des enfants de moins de cinq ans, les comparaisons entre pays sont donc plus aisées. Par ailleurs, même si on se focalise sur une petite proportion de la population, les études passées montrent que la mortalité infanto-juvénile dépend de l'accès à l'eau et aux sanitaires de qualité, de l'accès aux services de santé et aux médicaments, de la nutrition des mères et des enfants, de l'exposition des mères et enfants aux maladies, etc. (cf. Chapitre 1). En ce sens, la mortalité infanto-juvénile est un bon indicateur de santé. La mortalité infantile est également un bon indicateur, mais il est davantage sensible aux chocs externes; il est donc plus volatile et permet moins de capter les bénéfices des politiques de santé de long terme.

Il existe d'autres variables de résultats de santé, comme des données relatives à la mortalité ou morbidité liées à tuberculose ou SIDA. Cependant, ces variables se focalisent sur des morbidités particulières, elles ont donc l'inconvénient de ne pas être des indicateurs synthétiques de l'état de santé dans le pays et d'être beaucoup plus affectées par des chocs exogènes sur lesquels la qualité du système de santé a peu de prise. Par exemple, le SIDA est bien plus présent en Afrique Australe qu'en Afrique de l'Ouest, pour autant cela ne traduit pas des systèmes de santé moins performants.

Nous pourrions aussi utiliser des variables de moyens, c'est-à-dire de qualité du système de santé, de la prévention, etc. Cependant, nous avons à notre disposition très peu de données : les taux de vaccination sont bien renseignés, mais les données sur les quantités relatives de ressources humaines dans la santé ou sur le nombre de lits d'hôpitaux sont beaucoup plus éparpillées. Par ailleurs, même si être vacciné ou bien avoir accès à un personnel de santé qualifié est important pour prévenir ou se soigner, beaucoup d'autres éléments, comme la qualité de l'eau, celle des sanitaires, des canalisations, l'hygiène, les habitudes alimentaires, de nettoyage, etc., ont leur importance pour être en bonne santé. Ainsi, une variable de moyen ne permet pas d'appréhender la santé d'une population dans son ensemble.

Nous retenons ici comme indicateur la survie infanto-juvénile, plutôt que la mortalité infanto-juvénile, de sorte qu'un accroissement de l'indicateur reflète une amélioration. De plus, l'indicateur de survie infanto-juvénile étant borné asymptotiquement du fait de limites physiques, et parce qu'une augmentation de cet indicateur ne représente pas la même performance selon que son niveau initial est faible ou élevé, la meilleure forme fonctionnelle à examiner est celle où la variable est exprimée en logit⁴⁴ (Bhalla et Glewwe 1986, Grigoriou 2005) :

$$(2.1) \quad \text{Logit}(\text{SIJ}_{it}) = \text{Ln} \left(\frac{\text{SIJ}_{it}}{1 - \text{SIJ}_{it}} \right)$$

où : i = pays i, t = période t

Cette variable est calculée à partir de données quadriennales du taux de mortalité infanto-juvénile. Les données de l'OMS permettent d'avoir des données relativement récentes. Ce sont des données, disponibles une à deux fois tous les cinq ans qui permettent de construire une base de données actualisée, allant jusqu'à 2007.

Afin de compléter notre analyse, nous testerons également nos modèles sur d'autres variables de santé, comme l'espérance de vie et la mortalité infantile.

3.2 Estimer l'effet des fonds affectés à la santé sur la santé

Le modèle permettant de décrire les déterminants de la santé est le suivant :

$$(2.2) \quad \text{Logit}(\text{SIJ}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{it} + \alpha_2 \cdot \text{Educ}_{it} + \alpha_3 \cdot \text{DépPubSan}_{it} + \alpha_4 \cdot \text{Vacc}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

La variable dépendante est le Logit du taux de survie infanto-juvénile sur une période de quatre ans, telle que décrite plus haut. La variable Y_{it} représente le revenu moyen par tête de la période, exprimé en logarithme. En effet, les revenus jouent un rôle très important sur la santé, et sont un déterminant très robuste selon la littérature empirique (cf. Chapitre 1 ainsi que Pritchett et Summers 1996, Hanmer et al. 2003, Wagstaff 2003). Au niveau ménage, les ressources financières sont importantes pour assurer une alimentation

⁴⁴ Une équation de type log-log implique l'hypothèse d'une élasticité constante (de la survie par rapport à ses déterminants). Or, il est établi qu'un pays dont la survie est faible peut l'améliorer relativement plus qu'un pays dont la survie est importante, toutes choses égales par ailleurs. La forme logistique permet de tenir compte de cette convergence des régions en mauvaise santé vers celles en bonne santé.

et une hygiène de vie de qualité. Elles permettent aussi d'accéder financièrement aux soins de santé préventifs et curatifs. Le PIB peut refléter également les capacités financières d'un pays à fournir à sa population des infrastructures préventives, comme des canalisations d'eau, des systèmes de traitements des eaux usées, des déchets, etc. On prend ici comme approximation le produit intérieur brut par habitant en parité de pouvoir d'achat, car il permet d'approximer le niveau de vie d'une population donnée et de le comparer entre différents pays et périodes n'ayant pas le même niveau de vie. La dispersion des revenus peut être prise en compte avec l'ajout d'une variable d'inégalités, ici le coefficient de Gini.

La variable $Educ_{it}$ représente le logarithme du taux d'alphabétisation des adultes et permet d'approximer le niveau d'éducation des adultes. Il correspond au rapport entre le nombre de personnes âgées de plus de 15 ans sachant lire et écrire et la population âgée de plus de 15 ans. Cela informe sur la capacité des adultes à adopter de bons comportements en matière de santé, qu'il s'agisse envers eux-mêmes ou envers leurs enfants.

La couverture vaccinale ($Vacc_{it}$) contre les graves maladies infectieuses est également reconnue comme un déterminant robuste dans la littérature (Hanmer et al. 2003). Elle est approximée par le taux de vaccination DPT⁴⁵ en pourcentage des enfants de 12-24 mois, et est exprimée en logarithme⁴⁶.

Les dépenses publiques de santé ($DépPubSan_{it}$), en % du PIB ou par habitant, correspondent aux dépenses de santé consolidées à tous les niveaux du gouvernement. Elles permettent de mesurer l'effort réalisé par un gouvernement pour la santé de sa population. Les données sur les dépenses sont tirées des statistiques de l'OMS ; elles ne sont renseignées en annuel pour beaucoup de pays qu'à partir de 1995, et ne deviennent vraiment fiables qu'à partir de 1998 seulement. Cette variable est également exprimée en logarithme. Enfin, les effets inobservables spécifiques aux pays sont stockés par μ_i et ε_i est le terme d'erreur.

⁴⁵ DPT : Le vaccin « Diphteria Pertussis Tetanus » vaccine contre la diphtérie, la coqueluche et le tétanos, trois maladies infectieuses mortelles.

⁴⁶ Les variables d'éducation et de vaccination étant toutes deux des variables bornées, leur expression en logit peut être légitime. Les estimations, menées alternativement avec ces variables exprimées en log ou en logit, ne présentent néanmoins pas de différences significatives.

Pour tester l'effet direct de l'aide publique au développement sur la santé des populations receveuses, nous introduisons dans ce modèle l'aide publique affectée à la santé au sens large⁴⁷ :

$$(2.3) \quad \text{Logit}(\text{SIJ}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{AideSan}_{it} + \alpha_2 \cdot Y_{it} + \alpha_3 \cdot \text{Educ}_{it} + \alpha_4 \cdot \text{DépPubSanNet}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

La variable AideSan_{it} représente l'aide publique au développement décaissée et ciblée vers les secteurs de la santé, de l'eau et des sanitaires, et de la population. Afin d'éviter des doubles comptages, et donc de capter au maximum les effets de l'aide sur la santé, les dépenses publiques de santé sont ici introduites nettes de l'aide ciblée vers la santé, et le taux de vaccination est retiré du modèle. En effet, une très large partie des vaccinations effectuées dans les pays en développement sont fournies par l'UNICEF⁴⁸. Par ailleurs, une partie de l'aide sectorielle affectée à la santé est censée aller directement dans le budget santé de l'Etat, il est donc nécessaire de retenir les dépenses publiques de santé nettes de l'aide sectorielle santé.

Le traitement de l'endogénéité

Notre analyse porte sur les effets de l'aide affectée à la santé sur la santé. Or, il faut prendre en compte le fait que la santé et plus généralement la pauvreté ou le niveau de développement influence les montants d'aide distribués par les bailleurs de fonds. En effet, l'aide se dirige principalement vers les pays les plus pauvres, et donc ceux dont le niveau de santé est le plus faible (Tavares 2003, Rajan et Subramanian 2005). On attend donc une corrélation négative entre l'aide et la SIJ qui reflète la « causalité SIJ vers Aide » : plus le taux de survie est faible, plus l'aide attribuée est élevée. Or, ce que nous souhaitons évaluer ici, c'est la « causalité Aide vers SIJ » : est-ce que l'aide permet d'augmenter le taux de survie ?

⁴⁷ L'aide affectée à la santé au « sens large » est définie comme l'aide affectée aux secteurs de la santé, de l'eau et des sanitaires et de la population (selon la typologie du CAD). On suppose en effet que les activités améliorant l'accès à l'eau potable, à des sanitaires de qualité ou au planning familial permettent, tout autant que l'aide affectée au secteur de la santé, d'améliorer directement et significativement la santé dans les pays pauvres.

⁴⁸ L'UNICEF fournit des vaccins à plus de la moitié (55%) des enfants de la planète (OMS 2009).

L'effet positif de l'aide est donc sous-évalué dans une simple analyse en *Effets fixes*. Pour avoir une évaluation de l'effet de l'aide plus proche de la réalité, nous devons isoler les composantes exogènes de l'aide afin d'atténuer les effets dus à la « causalité SIJ vers Aide ».

Le défi est donc de trouver de bons instruments : des variables qui expliquent le niveau de l'aide mais qui n'ont aucun effet direct sur la SIJ. La littérature empirique sur l'efficacité de l'aide sur la croissance ayant déjà soulevé le problème depuis longtemps, elle nous suggère une batterie d'instruments.

C'est ainsi que Boone (1996) propose de revenir sur les motivations des bailleurs de fonds à fournir de l'aide publique au développement. Selon lui et les études réalisées sur le sujet⁴⁹, les flux d'aide reflètent plus les intérêts des pays donateurs que les besoins des pays bénéficiaires. Ainsi, l'aide française et l'aide britannique se dirigent davantage vers leurs anciennes colonies, et vers les pays avec lesquels ils ont de fortes relations commerciales et des intérêts d'investissements. De même, l'aide de l'organisation des pays exportateurs de pétrole (OPEP) est fortement tournée vers ses pays voisins et membres de la Ligue Arabe. Par ailleurs, le Congrès Américain a son veto sur chaque allocation d'aide et par conséquent les montants d'aide sont probablement plus guidés par des intérêts politiques que par les besoins des pays bénéficiaires. Les bonnes relations avec les « gros donateurs » sont donc de grande importance pour recevoir de l'aide. C'est pourquoi Boone (1996), tout comme Burnside et Dollar (1998), Collier et Dollar (1999, 2001, 2002), Hansen et Tarp (2000), Chauvet et Guillaumont (2001) et d'autres utilisent comme instruments des variables reflétant la proximité entre les pays bénéficiaires d'une part, et les pays donateurs tels que la France, les Etats-Unis ou les pays de l'OPEP d'autre part. Ainsi, ces auteurs utilisent des muettes comme « ami de la France » ou bien « ami de l'OPEP » égales à un si le pays bénéficiaire est proche de la France ou de l'OPEP, et à zéro sinon. Même une muette « Egypte » (égale à un pour l'Egypte et nulle pour tous les autres pays bénéficiaires) est utilisée comme instrument dans la littérature sur l'efficacité de l'aide. Si le fait « d'être l'Egypte » attire effectivement plus de capitaux (provenant surtout des Etats-Unis), en revanche qu'est-ce qui explique les variations d'aide étrangère

⁴⁹ Voir notamment : Maizels et Nissanke (1984), McKinley et Little (1977, 1978a, 1978b et 1979), Mosley (1985a, 1985b et 1987), Frey et Schneider (1986) et Trumbull et Wall (1994).

parmi les autres pays ? Les muettes ont un faible pouvoir explicatif, et ne sont pas en ce sens de bons instruments.

En effet, un « bon instrument » est une variable qui, (a), explique bien la variable endogène, certes, mais qui, (b), doit également ne pas être corrélée avec le résidu du modèle, c'est-à-dire qu'elle ne doit pas être corrélée avec la variable dépendante, autrement que via la variable endogène (Wooldridge 2002). Mathématiquement, cela se traduit par :

$$(2.4) \quad \begin{cases} (a) \text{Cov}(\text{Instrument}_{it}, \text{AideSanté}_{it}) \neq 0 \\ (b) \text{Cov}(\text{Instrument}_{it}, \varepsilon_{it}) = 0 \end{cases}$$

où ε_{it} est le terme d'erreur du modèle (3)

De toute évidence, les muettes de proximité décrites ci-dessus ne satisfont pas la condition (a). La condition (b) peut également être remise en cause si on considère que les relations privilégiées avec les pays bailleurs de fonds peuvent fournir d'autres avantages que l'aide étrangère, comme des avantages commerciaux par exemple. Ceux-ci peuvent se traduire par un effet sur le développement économique et en conséquence sur la SIJ.

Un autre instrument retrouvé régulièrement dans la littérature sur l'aide est l'aide elle-même, retardée une ou deux fois. Il est vrai que cette variable capte les déterminants politiques permanents de l'aide, et que l'aide d'hier explique relativement bien l'aide d'aujourd'hui ; mais cela ne purge pas les caractéristiques structurelles qui ne varient pas dans le temps. La condition (b) n'est à nouveau pas respectée.

Pour Boone (1996), les deux instruments expliquant le mieux l'aide reçue sont le PIB par habitant initial et la population (65% de l'aide étrangère reçue est expliquée par ces deux variables). Ceux-ci ont d'ailleurs été repris par une bonne partie des études.

En effet, le PIB par habitant initial ou retardé reflète le niveau de développement du pays receveur et donc ses besoins en termes d'aide étrangère. Mais celui-ci n'est pas exogène à la croissance économique ni à la santé et ne constitue en ce sens pas un bon instrument.

Plus le pays est petit, plus il reçoit de l'aide (par habitant ou en % du PIB). Trois raisons expliquent le pouvoir explicatif de la population : la première est que les

institutions internationales ainsi que les donateurs bilatéraux sont réticents à engager de grosses sommes pour un pays, aussi « grand » soit-il, pour des raisons politiques et de popularité. La deuxième raison est que certaines procédures disposent de montants minimaux à transférer (économies d'échelle), ce qui est favorable aux « petits » pays. Enfin, les petits pays ont une influence relativement importante sur les votes aux Nations Unies, compte tenu de leur population. Cependant, même si les petites économies reçoivent toutes choses égales par ailleurs plus d'aide que les plus grandes, pour des raisons politiques et structurelles (condition (a) respectée), en revanche les économies plus larges peuvent réaliser des économies d'échelle et sont moins exposées aux chocs externes. Cet instrument n'est donc pas exogène puisqu'il peut avoir un effet sur la croissance économique et sur la SIJ également (condition (b) non respectée).

D'autres variables comme les importations d'armes (retardée) ou une approximation de la politique économique (retardée) sont utilisées comme instruments mais ne sont à nouveau pas de très bons instruments à notre sens.

Tous ces instruments sont basés uniquement sur les caractéristiques des pays receveurs. Tavares (2003) initie une prise en compte de l'évolution des flux d'aide distribués par les gros bailleurs de fonds et la proximité qui existe entre ces bailleurs de fonds et les pays bénéficiaires. Cela part du constat que les bailleurs de fonds aident davantage les pays dont ils sont proches, que ce soit géographiquement (par exemple, le Japon aide davantage les pays d'Asie que le reste du monde) ou historiquement (les anciennes colonies sont davantage aidées par leurs anciens colonisateurs). Il arrive à ce type d'instrument :

$$(2.5) \quad \text{Inst}_{P_{it}} = \sum_j \text{AideVersée}_{jt} * P_{ijt}$$

où $\text{Inst}_{P_{it}}$ est l'instrument relatif à l'indice de proximité P

P_{ijt} représente la proximité entre le pays receveur i et le bailleur de fonds j au temps t

AideVersée_{jt} correspond au montant total d'aide distribuée par le bailleur de fonds j au temps t

Ce type d'instrument semble plus cohérent, même s'il semble toujours corrélé à des avantages commerciaux et autres (du point de vue de la proximité). C'est par conséquent sur ce type d'instrument que nous nous baserons.

Plusieurs versions de l'utilisation de cet instrument ont été développées, notamment à travers une définition différente des indices de proximité : Tavares (2003), Guillaumont et Laajaj (2006), Brun et al. (2008). Tavares (2003) compile des données de proximité géographique et culturelles telles que : muette « langue officielle commune », muette « religion majeure commune », muette « frontière commune », ainsi que l'inverse de la distance géographique. Brun et al. (2008) utilisent les mêmes instruments⁵⁰, et ajoutent deux variables suivant la même logique : il s'agit du service de la dette et du déficit primaire des donateurs pondérés par l'inverse de la distance. Considérant que les muettes de proximité ne sont pas de très bons instruments puisque invariables dans le temps, Guillaumont et Laajaj (2006) mesurent la proximité par une variable reflétant le pourcentage d'APD reçue du bailleur de fonds j par rapport au montant total d'APD reçue par le pays bénéficiaire i à la période $t-1$:

$$(2.6) \quad \text{instru}_{ijt} = \left(\frac{\text{Aide}_{ijt-1}}{\text{Aide}_{it-1}} \right) \left(\frac{\text{Aide}_{jt} - \text{Aide}_{jt-1}}{\text{Aide}_{jt-1}} \right)$$

avec i le pays receveur, j le pays donateur, t la période

Nous proposons ici d'utiliser ces deux méthodes, afin également de pouvoir les comparer. Pour la méthode de Tavares (2003), nous utilisons les données d'aide versée de tous les bailleurs de fonds bilatéraux membres du CAD : Autriche, Belgique, Danemark, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Finlande, Irlande, Luxembourg, Grèce, Espagne, Canada, Etats-Unis d'Amérique, Japon, Australie, Nouvelle-Zélande. Nous utilisons alternativement l'aide engagée dans le secteur de la santé, et l'aide versée totale. Pour calculer la proximité des pays de notre échantillon avec ces bailleurs de fonds, nous utilisons les indices de proximité suivants :

- L'inverse de la distance géographique⁵¹, en kilomètres (Source: CIA factbook 2006),
- une muette « langue officielle commune » égale à un si la langue officielle du pays bénéficiaire correspond à celle du bailleur de fonds (Source: CIA factbook 2006),
- et enfin une muette « religion majeure commune » égale à un si la religion majoritaire du pays bénéficiaire correspond à celle du bailleur de fonds (Sce.: La Porta et al. 1999).

⁵⁰ Sauf celui relatif à la muette « frontière commune ».

⁵¹ La distance à Washington pour le Canada et les Etats-Unis d'Amérique, la distance à Bruxelles pour les pays d'Europe, la distance à Canberra pour l'Australie et la Nouvelle-Zélande, et la distance à Tokyo pour le Japon.

Ces deux dernières muettes permettent d'évaluer la proximité historique entre les bailleurs de fonds et les pays receveurs. Bien sûr, ces raisons invoquées de fournir de l'aide semblent superflues : la raison première pour laquelle les bailleurs de fonds aident est la recherche de justice, de paix et de lutte contre la pauvreté ; en somme, les besoins des pays receveurs (Alesina et Dollar 2000, Berthélémy et Tichit 2004). Cependant, des instruments utilisant de tels arguments, i.e. utilisant par exemple le niveau de pauvreté initial des pays bénéficiaires, ne sont par définition pas de « bons instruments » puisqu'ils sont directement fortement corrélés avec la variable expliquée, ici : le taux de survie des enfants. Nous nous focalisons donc sur la seconde raison déterminant l'aide étrangère, à savoir les intérêts des donateurs, notamment les alliances politiques ou le commerce bilatéral (Alesina et Dollar 2000, Berthélémy et Tichit 2004). D'ailleurs, les variables telles que la distance géographique ou la langue commune reflètent bien ces alliances politico-commerciales (Berthélémy et Tichit 2004, Choi 2002). Par ailleurs, les instruments développés ci-dessus ont d'ores et déjà prouvé leur efficacité en tant qu'instruments de l'aide (Tavares 2003, Brun et al. 2008).

Néanmoins, les variables de proximité développées par Tavares (2003) ne varient pas dans le temps et c'est ce qu'on a reproché aux variables instrumentales utilisées par la littérature précédente. Notons cependant que, malgré cela, leur interaction avec l'aide versée par les bailleurs de fonds, elle, varie dans le temps.

Pour la méthode de Guillaumont et Laajaj (2006), nous utilisons les engagements d'aide à la santé de tous bailleurs de fonds vers les pays bénéficiaires, ainsi que l'aide totale versée par ces bailleurs de fonds. La méthode appliquée est la suivante :

$$(2.7) \quad \text{instru}_{ijt} = \text{Aidesanté}_{ijt-1} \left(\frac{\text{Ai det ot}_{jt} - \text{Ai det ot}_{jt-1}}{\text{Ai det ot}_{jt-1}} \right)$$

Avec Aidesanté = Aide allouée à la santé (engagements)
 Aidetot = Aide totale (versements)

Découpage temporel

L'aide n'a peut-être pas un effet immédiat sur la santé, et encore moins sur la mortalité infanto-juvénile. Cependant, des actions comme les campagnes de vaccination ou l'établissement d'un dispensaire de santé efficace peuvent avoir un effet à court terme. Par conséquent, et aussi pour éliminer les facteurs de cycles, nous menons le principal de notre analyse sur des périodes de quatre ans entre 1996 et 2007.

Les données sur les activités d'aide décaissée étant plus fiables depuis les années 2000, nous mènerons également une analyse sur deux périodes de quatre ans entre 2000 et 2007 pour tester la robustesse de nos résultats. Ces tests seront aussi effectués à partir d'une analyse sur trois périodes de trois ans entre 1999 et 2007 afin que les méthodes d'estimations en panel soient plus efficaces.

Par ailleurs, il n'est pas déraisonnable de penser que l'aide peut avoir un effet à plus long terme (Boone 1996, Chauvet et Guillaumont 2001). Par exemple, l'aide peut avoir un effet à court et moyen terme sur les revenus économiques de la population, et par là avoir un effet à moyen et long terme sur la santé des enfants. Afin de tenir compte de cet effet de plus long terme de l'aide publique au développement sur la santé, nous menons également les estimations sur une période plus longue : nous prenons une période de 8 ans entre 2000 et 2007.

4. Résultats

4.1 Statistique descriptive

L'analyse économétrique repose sur un panel de 88 pays en développement et en transition (cf. Tableau 2. 3, page 63) pour lesquels nous disposons de 3 observations : 1996-99, 2000-03 et 2004-07. Le panel n'est pas cylindré.

Le Tableau 2. 4 donne la description statistique des variables. Elle révèle une hétérogénéité au sein de l'échantillon : le niveau de revenu varie entre 248 dollars PPA par an et personne à 15 498 dollars ; le niveau d'éducation, observé par le taux d'alphabètes

varie de 17% à 99% ; de même pour les taux de vaccination : le tableau montre un minimum de seulement 20% d'enfants vaccinés contre la diphtérie, la coqueluche et le tétanos. Concernant le taux de survie infanto-juvénile, le minimum est observé pour la Sierra Leone entre 1996 et 1999 et il est de 710 pour mille, c'est-à-dire que seulement 7 enfants sur 10 survivent à leur cinquième anniversaire ; alors que d'autres pays de l'échantillon observent une survie de quasiment 100%. On note néanmoins que, logiquement, la variabilité temporelle intra pays est relativement faible par rapport à la variabilité inter pays.

On observe également une forte hétérogénéité dans les montants d'aide à la santé. Le montant moyen d'aide affectée à la santé au sens large⁵² décaissée est de 2.80 dollars par habitant et par an. Ce montant varie de 0.00 à 21.50 dollars selon les pays et périodes. Par ailleurs, on suppose que les engagements ne sont pas toujours tenus, étant donné que la moyenne des engagements correspondant est de 5.50 dollars par habitant et par an. Cependant, les données sont telles que les montants engagés en 2000 ne sont pas forcément décaissés la même année ; il peut s'agir d'engagements pour une ou plusieurs années futures.

L'aide plus spécifiquement affectée au secteur de la santé, i.e. l'aide affectée à la santé au sens strict, s'élève en moyenne à 1.23 dollars, et l'aide affectée à la santé de base à 0.61 dollars. Les ressources extérieures pour la santé estimées par l'OMS s'élèvent quant à elles à 3.11 dollars par habitant en moyenne.

⁵² L'aide affectée à la santé au « sens large » est définie comme l'aide affectée aux secteurs de la santé, de l'eau et des sanitaires et de la population (selon la typologie du CAD).

**Tableau 2. 4 Statistique descriptive
sur les données de l'échantillon, 88 pays, 259 observations**

Variable	Moyenne	Ecart Type Total	Ecart type Inter	Ecart Type Intra	Min	Max
SIJ	0.91	0.07	0.07	0.01	0.71	0.99
PIB par habitant, en PPA	3837.46	3298.92	3282.38	478.82	248.22	15498.27
Coef. Gini	43.56	9.23	9.18	1.97	16.83	74.33
Taux d'alphabètes	78.99	23.31	23.20	2.45	16.31	99.00
Taux de vaccination DPT	77.34	19.27	18.05	7.02	19.75	99.00
Dép. pub. santé par hab.	52.97	78.98	77.80	11.45	0.23	511.72
Aide santé large, par hab.	2.80	3.50	2.92	1.92	0.00	21.50
Aide santé large/hab., eng	5.50	5.62	4.49	3.40	0.00	35.75
Aide santé, détail 1,/ hab.	1.23	1.84	1.52	1.03	0.00	13.00
Aide santé, détail 2,/hab.	0.61	1.42	1.24	0.66	0.00	11.68
Ress. Ext. Santé, par hab.	3.11	4.10	3.52	2.10	0.00	26.92
Aide santé, /hab., IHME	3.22	3.71	3.03	2.15	0.02	27.57
Aide santé large, % PIB	0.53%	0.80%	0.62%	0.52%	0.00%	5.59%

Détail des variables.

- SIJ Survie infanto-juvénile, en pour milliers. Elle est obtenue à partir du taux de mortalité infanto-juvénile (SIJ=1-MIJ), Source : OMS (2009).
- PIB par habitant, en PPA
Produit intérieur brut par habitant, exprimé en dollars internationaux, i.e. en parité de pouvoir d'achat, Source : WDI (2008).
- Coefficient de Gini
Source : PovcalNet (Banque Mondiale), Chen et Ravallion (2008).
- Taux d'alphabètes
Pourcentage de jeunes adultes capables de lire, Source : WDI (2008).
- Taux de vaccination DPT
Pourcentage d'enfants âgés entre 12 et 23 mois vaccinés contre la diphtérie, la coqueluche et le tétanos, Source : WDI (2008).
- Dép. pub. santé par hab.
Dépenses du gouvernement pour la santé, par habitant, en dollars constants, i.e. en parité de pouvoir d'achat, Source : OMS (2009).
- Aide santé large par hab.
Somme des décaissements d'aide dans les secteurs de la santé (niveau 12), de l'eau et des sanitaires (niveau 13), de la population (niveau 14), par habitant, exprimés en dollars constants. Source : CAD/SNPC (2009).
- Aide santé large par hab., eng
Somme des engagements d'aide dans les secteurs de la santé (niveau 12), de l'eau et des sanitaires (niveau 13), de la population (niveau 14), par habitant, exprimés en dollars constants. Source : CAD/SNPC (2009).
- Aide santé, détail 1, par hab.
Somme des décaissements d'aide dans le secteur de la santé (niveau 12), par habitant, exprimés en dollars constants. Source : CAD/SNPC (2009).
- Aide santé, détail 2, par hab.
Somme des décaissements d'aide dans le secteur de la santé (niveau 12), par habitant, exprimés en dollars constants. Source : CAD/SNPC (2009).
- Ress. Ext. Santé, par hab.
Ressources extérieures pour la santé, par habitant. Source : OMS (2009).
- Aide santé, par hab., IHME
Aide au développement pour la santé, par habitant. Source : IHME (2009)
- Aide santé large % PIB
Somme des décaissements d'aide dans les secteurs de la santé (niveau 12), de l'eau et des sanitaires (niveau 13), de la population (niveau 14), en pourcentage du PIB. Source : CAD/SNPC (2009)

4.2 Déterminants de la santé

Le Tableau 2. 5 présente les résultats des estimations des déterminants de la santé. L'estimateur utilisé est celui des *Effets fixes*, ce qui permet de contrôler pour les effets pays inobservables fixes⁵³. On voit que le revenu moyen, l'éducation des adultes, ainsi que les dépenses publiques de santé par habitant jouent un rôle bénéfique important pour la santé des enfants. En revanche, la variable de vaccination n'apparaît pas jouer de rôle significatif sur cette période. Le coefficient de Gini apparaît significatif, mais dans un sens inattendu : plus d'inégalités coïncideraient avec une meilleure santé des enfants. Cette relation statistique est peut-être due au peu de variabilité intra-pays des deux séries : la variable dépendante (le logit de la survie infanto-juvénile) et le coefficient de Gini. Cela peut aussi s'expliquer par la corrélation positive et significative existant dans cet échantillon entre le coefficient de Gini d'une part, et le PIB par habitant d'autre part, ce dernier jouant lui-même un effet positif sur la survie. On remarque par ailleurs que les dépenses publiques de santé, exprimées en dollars constants par habitant (colonnes 1 et 2), ont un coefficient significatif, alors qu'il ne l'est pas lorsqu'elles sont exprimées en pourcentage du PIB (colonnes 3 et 4). Cela semble logique dans la mesure où une grande partie des dépenses de santé correspond à des coûts de traitement individuels⁵⁴ ; par là, les dépenses de santé ont plus de sens exprimées par individu qu'en pourcentage du PIB. Néanmoins, l'expression des dépenses publiques de santé ne fait pas l'unanimité dans la littérature empirique sur leur efficacité : on les trouve exprimées en moyenne par habitant (comme dans l'étude de Bokhari et al. 2007) ou bien exprimées en pourcentage du PIB (comme dans l'étude de Filmer et Pritchett 1997), et, malheureusement, aucune étude à ma connaissance ne justifie ces choix. Dans ce chapitre, nous considérons les deux expressions, que ce soit pour les dépenses publiques de santé ou pour l'aide affectée à la santé⁵⁵.

⁵³ L'estimateur des *Effets aléatoires* donne des résultats similaires concernant les coefficients du PIB, de l'éducation, de la vaccination et des dépenses publiques de santé. En revanche, le coefficient de Gini devient non significatif, ce qui semble plus logique. Le test de Hausman indique toutefois que l'estimateur des *Effets fixes* est préférable à celui des *Effets aléatoires*.

⁵⁴ Dépenses publiques de santé totales = coûts administratifs + coûts de prévention collectifs + coûts de traitement et de prévention individuels.

⁵⁵ Notons, que le lien entre les deux expressions est le PIB par habitant : $\frac{\text{Dépenses}}{\text{Population}} = \frac{\text{PIB}}{\text{Population}} * \frac{\text{Dépenses}}{\text{PIB}}$

Tableau 2. 5 Déterminants de la santé.

Variable dépendante	Logit(SIJ)			
	par habitant		en % du PIB	
no. de colonne	1	2	3	4
PIB par habitant	0.66*** <i>7.11</i>	0.64*** <i>5.57</i>	0.87*** <i>8.55</i>	0.79*** <i>5.42</i>
Coefficient de Gini	0.43*** <i>2.93</i>		0.60*** <i>3.80</i>	
Education	0.61** <i>2.55</i>	0.59** <i>2.15</i>	0.64** <i>2.60</i>	0.71** <i>2.37</i>
Vaccination	-0.06 <i>0.99</i>	-0.05 <i>0.82</i>	-0.11 <i>0.98</i>	-0.11 <i>0.89</i>
Dép. pub. de santé	0.12** <i>2.06</i>	0.11** <i>2.00</i>	0.02 <i>0.83</i>	0.02 <i>0.85</i>
Constante	-4.31*** <i>4.08</i>	-2.47*** <i>2.67</i>	-6.26*** <i>5.13</i>	-3.34*** <i>2.75</i>
Observations	259	259	209	209
Nb pays	88	88	80	80
R ²	0.48	0.45	0.50	0.45

Estimateur: *Effets fixes*. Les variables explicatives sont exprimées en log.

Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

4.3 Effets des fonds affectés à la santé sur la santé

Le Tableau 2. 6 présente les principaux résultats des effets de l'aide affectée à la santé au sens large⁵⁶ : les estimations du modèle (2. 3), en *Effets fixes*⁵⁷. Ici, la vaccination est retirée des variables explicatives, et les dépenses publiques de santé sont introduites nettes de l'aide publique au secteur santé^{58,59}. Les résultats suggèrent que l'aide affectée à la

⁵⁶ L'aide affectée à la santé au « sens large » est définie comme l'aide affectée aux secteurs de la santé, de l'eau et des sanitaires et de la population (selon la typologie du CAD).

⁵⁷ Les résultats sont similaires avec l'estimateur des *Effets aléatoires*, mais le test de Hausman révèle à nouveau une préférence pour l'estimateur des *Effets fixes*.

⁵⁸ L'objectif est, comme indiqué dans la section 3.2, de capter au maximum les effets de l'aide sur la santé. Un effet important est attendu à travers les campagnes de vaccinations menées par les Nations Unies : pour capter cet effet, nous retirons la variable de vaccination. De même, un effet est attendu à travers les dépenses publiques de santé : pour capter également cet effet, nous introduisons les dépenses publiques de santé nettes de l'aide affectée à la santé.

⁵⁹ Cependant, des estimations introduisant la variable de vaccination ont été menées et ne révèlent aucun changement dans le coefficient et la significativité de l'aide. Cela suggère que les effets de l'aide ne passent pas par les campagnes de vaccinations.

santé par habitant exerce un effet positif sur la santé des enfants. Les coefficients des variables de contrôle restent significatifs et du même signe. Le coefficient des dépenses publiques de santé par habitant est néanmoins amoindri. Cela s'explique par son introduction nette des flux d'aide d'une part, et par l'introduction de l'aide d'autre part : la partie des dépenses publiques de santé non financée par l'aide semble ainsi moins efficace que celle financée par l'aide extérieure⁶⁰.

L'impact marginal de l'aide peut être calculé de la façon décrite dans le Tableau 2. 7. Le Tableau 2. 8 présente ainsi les effets de l'aide affectée à la santé par habitant sur la survie des jeunes enfants : à la moyenne, considérant l'estimation présentée en colonne 1, si l'aide affectée à la santé par habitant augmente de 1%, alors le niveau de survie infanto-juvénile augmente de 0.35%. L'effet est plus important lorsqu'on part d'un niveau de survie plus faible : ainsi, au 25^e percentile, une augmentation de l'aide affectée à la santé de 1% engendre une augmentation de la survie de 0.5% en moyenne.

La colonne 4 présente l'estimation du modèle principal en tenant compte de la double causalité Revenu-Santé : la littérature existante met en avant les effets du revenu sur la santé, mais aussi les effets de la bonne santé sur la génération de revenus. Pour neutraliser ce dernier effet, sans perdre en robustesse de l'estimateur, nous remplaçons le PIB par habitant par celui de la période précédente⁶¹. Les résultats concernant les effets de l'aide en sont améliorés : une augmentation de l'aide affectée à la santé par habitant de 1% entraîne une augmentation de la survie infanto-juvénile de 0.6% en moyenne, et de presque 1% lorsque le niveau de la survie est dans le premier quartile. L'effet de l'aide affectée à la santé au sens large sur la survie des enfants est d'autant plus fort que le niveau de survie infanto-juvénile est faible.

⁶⁰ Cela semble d'autant plus vrai que dans les estimations ultérieures, où l'aide étrangère est instrumentée, le coefficient des dépenses de santé apparaît non significatif. Cependant, ces comparaisons seraient plus pertinentes si les dépenses publiques de santé étaient elles aussi instrumentées. Nous ne les instrumentons pas, car cela ferait perdre des degrés de liberté à nos estimations et car cela n'est pas notre objectif d'analyser les dépenses publiques de santé.

⁶¹ Une instrumentation permettrait de mieux neutraliser la double causalité, mais cela requiert davantage d'hypothèses, ce qui peut provoquer des résultats biaisés. Nous avons essayé d'instrumenter le PIB, mais le test de Hansen ne validait pas les hypothèses, ce qui ne permettait pas d'analyser les résultats de ces estimations.

Dans les colonnes 5 à 8, les variables de dépenses publiques à la santé ainsi que d'aide à la santé sont mesurées en pourcentage du PIB plutôt que par habitant. Les dépenses publiques de santé ne sont toujours pas significatives exprimées en pourcentage du PIB (de même que dans le tableau précédent, Tableau 2. 5) ; de même l'aide affectée à la santé révèle avoir un impact moins significatif lorsqu'elle est en part du PIB. Cependant, la prise en compte de la double causalité revenu-survie (col.8) permet de voir qu'une augmentation de l'aide affectée à la santé en part du PIB de 1% entraîne une augmentation de la survie infanto-juvénile de 0.4% en moyenne. A nouveau l'effet de l'aide se montre plus important quand le niveau de survie initial est faible : une augmentation de 1% de l'aide affectée à la santé en part du PIB entraîne une amélioration de presque 0.6% du taux de survie, lorsque celui-ci est initialement dans le premier quartile.

Tableau 2. 6 Effet de l'aide affectée à la santé sur la survie infanto-juvénile.

Var. dépendante	Logit(SIJ)							
	par habitant				en % du PIB			
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
PIB par habitant	0.62*** <i>5.69</i>	0.59*** <i>4.50</i>	0.61*** <i>4.57</i>		0.79*** <i>6.67</i>	0.71*** <i>4.52</i>	0.76*** <i>4.87</i>	
PIB par hab. retardé				0.43*** <i>3.29</i>				0.54** <i>2.60</i>
Coefficient de Gini	0.44*** <i>3.11</i>			0.24** <i>2.17</i>	0.59*** <i>4.27</i>			0.23* <i>1.74</i>
Education	0.46* <i>1.83</i>	0.47 <i>1.60</i>		0.34 <i>1.31</i>	0.48* <i>1.67</i>	0.53 <i>1.42</i>		0.54 <i>1.46</i>
Dép. pub. de santé nettes	0.07* <i>1.81</i>	0.06* <i>1.66</i>	0.06* <i>1.70</i>	0.05 <i>1.38</i>	0.03 <i>1.22</i>	0.03 <i>1.35</i>	0.02 <i>0.95</i>	0.04 <i>1.52</i>
Aide santé sens large	0.04** <i>2.59</i>	0.03** <i>2.40</i>	0.04*** <i>2.96</i>	0.07*** <i>5.79</i>	0.02 <i>1.42</i>	0.03 <i>1.58</i>	0.04* <i>1.97</i>	0.06*** <i>2.90</i>
Constante	-3.88*** <i>3.22</i>	-1.97* <i>1.84</i>	-2.27** <i>2.12</i>	-1.64 <i>1.26</i>	-5.58*** <i>4.00</i>	-2.65** <i>2.01</i>	-3.19** <i>2.46</i>	-2.00 <i>1.00</i>
Observations	256	256	256	256	209	209	209	209
Nb pays	88	88	88	88	80	80	80	80
R ²	0.48	0.45	0.43	0.42	0.51	0.45	0.43	0.39

Estimateur: *Effets fixes*. Les variables explicatives sont exprimées en log. Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau 2. 7 Impact marginal de l'aide affectée à la santé (a) sur la survie infanto-juvénile (s), selon une spécification semi-logistique.

Spécification	Dérivée	Impact marginal	Interprétation
$\ln\left(\frac{s}{1-s}\right) = \alpha + \beta \cdot \ln(a)$	$\frac{1}{s(1-s)} \cdot ds = \beta \cdot \frac{1}{a} da$	$\frac{ds/s}{da/a} = \beta \cdot (1-s)$	L'impact marginal dépend de β et du niveau de survie infanto-juvénile

Source : calculs de l'auteur, à partir d'une analyse de Grigoriou 2005

Tableau 2. 8 Impact marginal de l'aide affectée à la santé sur la survie infanto-juvénile, selon les estimations principales du Tableau 2. 6.

Aide et dépenses	par habitant				en % du PIB			
	1	2	3	4	5	6	7	8
no. colonne								
Coefficient de l'aide à la santé au sens large dans les estimations du Tableau 2. 6								
	0.04**	0.03**	0.04***	0.07***	0.02	0.03	0.04*	0.06***
Statistique descriptive, dans l'échantillon								
Moyenne de SIJ	0.91	0.91	0.91	0.91	0.93	0.93	0.93	0.93
Médian de SIJ	0.94	0.94	0.94	0.94	0.96	0.96	0.96	0.96
Niv. de SIJ à 25%	0.87	0.87	0.87	0.87	0.90	0.90	0.90	0.90
Niv. de SIJ à 75%	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97
Impact marginal à:								
Moyenne de SIJ	0.35%	0.26%	0.35%	0.61%	0	0	0.28%	0.42%
Médian de SIJ	0.25%	0.19%	0.25%	0.44%	0	0	0.17%	0.26%
Niv. de SIJ à 25%	0.52%	0.39%	0.52%	0.90%	0	0	0.40%	0.61%
Niv. de SIJ à 75%	0.12%	0.09%	0.12%	0.21%	0	0	0.11%	0.16%

Calculs de l'auteur.

Note pour la lecture de l'impact marginal : selon la colonne (1), si l'aide à la santé est augmentée de 1%, alors, à la moyenne de l'échantillon, le taux de survie infanto-juvénile augmente de 0.35%. Selon la même colonne, au niveau de survie infanto-juvénile du premier quartile (25%), alors le taux de survie augmente de 0.52%.

Le Tableau 2. 9 présente les estimations lorsque l'aide est instrumentée par le log de la population, le log de l'aide engagée dans la santé, et des muettes temporelles⁶². La méthode est celle des *Effets fixes instrumentés*⁶³. Les instruments s'avèrent relativement bons en ce qui concerne l'instrumentation de l'aide affectée à la santé en part du PIB (colonnes 5 à 8). En effet, le test de sous-identification montre que les variables instrumentales expliquent de façon significative la variable instrumentée. De plus, le test de Hansen suggère que les instruments ne sont pas corrélés de façon directe avec la survie infanto-juvénile. En revanche, le test de Hansen n'est pas bon pour ce qui est de l'instrumentation de l'aide à la santé par habitant, ce qui ne permet pas de porter de

⁶² Le log des importations d'armes a été testé, mais il supprime trop d'observations.

⁶³ Le programme utilisé sous le logiciel Stata a été développé par Schaffer (2005).

conclusions sur les estimations concernées (colonnes 1 à 4), et nous ne les commenterons pas davantage.

L'effet estimé de l'aide est supérieur lorsqu'elle est instrumentée : d'après les colonnes 5 à 8, si l'aide à la santé rapportée au PIB augmente de 1%, alors en moyenne la survie est améliorée de 2.4 à 2.7% (par rapport à 0.3 à 0.6% dans les estimations en *Effets fixes* simples) ; au 25^e percentile, elle est même améliorée de 3.6 à 3.9% (par rapport à 0.5 à 0.9% dans les estimations en *Effets fixes* simples).

Tableau 2. 9 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide «classique»

Variable dépendante	Logit(SIJ)							
	Engagements d'aide santé de la période précédente, ln(population), muettes temporelles							
Instruments								
Aide et dép.	par habitant				en % du PIB			
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
PIB par hab.	0.10 <i>0.55</i>	0.04 <i>0.21</i>			0.19 <i>0.81</i>	0.08 <i>0.36</i>		
PIB par hab. retardé			0.31*** <i>2.63</i>	0.34*** <i>3.11</i>			0.24* <i>1.73</i>	0.25* <i>1.79</i>
Coef. de Gini	0.49*** <i>3.52</i>		0.40*** <i>2.97</i>		0.38* <i>1.94</i>		0.29* <i>1.66</i>	
Education	-0.08 <i>0.38</i>	-0.09 <i>0.36</i>	-0.18 <i>0.92</i>	-0.19 <i>0.86</i>	-0.21 <i>0.62</i>	-0.24 <i>0.64</i>	-0.27 <i>0.83</i>	-0.28 <i>0.81</i>
Dép. pub. santé nettes	0.08 <i>1.18</i>	0.07 <i>1.03</i>	0.04 <i>0.72</i>	0.03 <i>0.48</i>	0.06 <i>1.33</i>	0.07 <i>1.36</i>	0.06 <i>1.19</i>	0.05 <i>1.16</i>
Aide santé au sens large	0.20*** <i>4.67</i>	0.21*** <i>4.61</i>	0.19*** <i>6.14</i>	0.19*** <i>6.20</i>	0.34*** <i>3.00</i>	0.37*** <i>3.12</i>	0.34*** <i>3.99</i>	0.34*** <i>4.00</i>
Observations	252	252	252	252	195	195	195	195
Nb pays	86	86	86	86	68	68	68	68
Test de sous-id	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.02	0.00	0.00
Test de Hansen	0.06	0.04	0.08	0.06	0.77	0.73	0.83	0.78
Impact marginal à:								
Moy. de SIJ	1.76%	1.85%	1.67%	1.67%	2.43%	2.65%	2.43%	2.43%
Médian de SIJ	1.26%	1.32%	1.19%	1.19%	1.50%	1.64%	1.50%	1.50%
Niv. SIJ à 25%	2.58%	2.71%	2.45%	2.45%	3.58%	3.89%	3.58%	3.58%
Niv. SIJ à 75%	0.60%	0.63%	0.57%	0.57%	0.91%	0.99%	0.91%	0.91%

Estimateur: *Effets fixes instrumentés*. Les variables explicatives sont exprimées en log. Les instruments sont: log de la population, log de l'aide engagée dans la santé, et muettes temporelles.

Les Z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Note pour la lecture de l'impact marginal : selon la colonne (1), si l'aide à la santé est augmentée de 1%, alors, à la moyenne de l'échantillon, le taux de survie infanto-juvénile augmente de 1.76%.

Le Tableau 2. 10 et le Tableau 2. 11 présentent les estimations lorsque l'aide est instrumentée par les instruments inspirés de la méthode de Tavares (2003), à savoir l'aide totale engagée par chaque pays membre du CAD, multipliée par les indices de proximité avec le pays en développement, suivant cette formule :

$$(2. 8) \quad \text{Inst}_{P_{it}} = \sum_j \text{AideEngagée}_{jt} * P_{ijt}$$

Où $\text{Inst}_{P_{it}}$ est l'instrument relatif à l'indice de proximité P

P_{ijt} représente la proximité entre le pays receveur i et le bailleur de fonds j au temps t

AideVersée_{jt} correspond au montant total d'aide distribuée par le bailleur de fonds j au temps t

La mesure d'aide engagée utilisée est, alternativement, les engagements d'aide dans le secteur de la santé, de l'eau et de la population (Tableau 2. 10) et les engagements d'aide au total (Tableau 2. 11). Les indices de proximité sont la langue commune, la religion commune et l'inverse de la distance (cf. 3.2, partie sur le traitement de l'endogénéité). On ajoute également des muettes temporelles dans l'équation instrumentale.

L'instrumentation s'avère ici adéquate : le test de sous-identification montre que les variables instrumentales expliquent de façon significative la variable instrumentée. De plus, le test de Hansen suggère qu'en général les instruments ne sont pas corrélés de façon directe avec la survie infanto-juvénile.

L'effet de l'aide à la santé est là aussi nettement amélioré : en moyenne, si l'aide à la santé par habitant augmente de 1%, en moyenne la survie est améliorée de 1.6% à 2.1%; au 25^e percentile, elle est même améliorée de 2.3 à 3%. De même, si l'aide à la santé en pourcentage du PIB augmente de 1%, en moyenne la survie est améliorée de 1.6 à 2.8%; au 25^e percentile, elle est même améliorée de 2.3 à 4%.

Tableau 2. 10 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide à la santé de type « Tavares », avec les engagements de l'aide affectée à la santé des bailleurs de fonds.

Variable dépendante	Logit(SIJ)							
	Instruments de type Tavares * avec Engagements d'aide santé au sens large							
Aide et dépenses	par habitant				en % du PIB			
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
PIB par habitant	-0.05 <i>0.19</i>	-0.14 <i>0.50</i>			-0.02 <i>0.05</i>	-0.16 <i>0.45</i>		
PIB par habitant retardé			0.45* <i>1.92</i>	0.48** <i>2.22</i>			-0.10 <i>0.21</i>	-0.06 <i>0.13</i>
Coefficient de Gini	0.43* <i>1.92</i>		0.38** <i>2.05</i>		0.42 <i>1.10</i>		0.44 <i>1.42</i>	
Education	-0.16 <i>0.63</i>	-0.12 <i>0.41</i>	-0.31 <i>1.36</i>	-0.28 <i>1.07</i>	-0.21 <i>0.55</i>	-0.24 <i>0.56</i>	-0.14 <i>0.40</i>	-0.18 <i>0.45</i>
Dép. pub. santé nettes de l'aide santé	0.14 <i>1.11</i>	0.12 <i>0.97</i>	0.09 <i>1.09</i>	0.07 <i>0.95</i>	0.22*** <i>2.67</i>	0.22** <i>2.40</i>	0.24** <i>2.37</i>	0.21** <i>2.13</i>
Aide santé au sens large	0.23*** <i>3.71</i>	0.24*** <i>3.71</i>	0.19*** <i>4.83</i>	0.18*** <i>5.01</i>	0.37** <i>2.40</i>	0.40** <i>2.56</i>	0.37*** <i>2.82</i>	0.37*** <i>2.86</i>
Observations	136	136	136	136	100	100	100	100
Nb pays	68	68	68	68	50	50	50	50
Test de sous-id	0.00	0.00	0.01	0.00	0.13	0.12	0.09	0.08
Test de Hansen	0.71	0.64	0.90	0.82	0.54	0.48	0.51	0.50
Impact marginal à								
Moyenne de SIJ	1.97%	2.06%	1.63%	1.55%	2.55%	2.76%	2.55%	2.55%
Médian de SIJ	1.40%	1.46%	1.16%	1.10%	1.58%	1.71%	1.58%	1.58%
Niveau de SIJ à 25%	2.88%	3.01%	2.38%	2.25%	3.67%	3.97%	3.67%	3.67%
Niveau de SIJ à 75%	0.65%	0.68%	0.54%	0.51%	0.95%	1.03%	0.95%	0.95%

Estimateur: *Effets fixes instrumentés*. Les variables explicatives sont exprimées en log. *Instruments : muettes temporelles et instruments de type « Tavares (2003) » ; l'aide des bailleurs de fonds est représentée par leurs engagements d'aide à la santé ; les muettes de proximité sont l'inverse de la distance, la religion commune et la langue commune. Les Z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Note pour la lecture de l'impact marginal : selon la colonne (1), si l'aide affectée à la santé par habitant est augmentée de 1%, alors, à la moyenne de l'échantillon, le taux de survie infanto-juvénile augmente de 1.97%.

Tableau 2. 11 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide à la santé de type « Tavares », avec les décaissements d'APD globale des bailleurs de fonds.

Variable dépendante	Logit(SIJ)							
	Instruments de type Tavares* avec APD globale							
Aide et dépenses	par habitant				en % du PIB			
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
PIB par habitant	0.07 <i>0.43</i>	0.00 <i>0.02</i>			0.39** <i>2.32</i>	0.28 <i>1.53</i>		
PIB par habitant retardé			0.31*** <i>2.73</i>	0.34*** <i>3.24</i>			0.30** <i>2.50</i>	0.31** <i>2.54</i>
Coefficient de Gini	0.51*** <i>3.47</i>		0.41*** <i>3.06</i>		0.49*** <i>3.26</i>		0.32** <i>1.97</i>	
Education	-0.10 <i>0.51</i>	-0.12 <i>0.51</i>	-0.18 <i>0.93</i>	-0.19 <i>0.87</i>	0.01 <i>0.03</i>	0.00 <i>0.01</i>	-0.14 <i>0.52</i>	-0.17 <i>0.57</i>
Dép. pub. santé nettes de l'aide santé	0.08 <i>1.11</i>	0.06 <i>0.93</i>	0.04 <i>0.67</i>	0.02 <i>0.39</i>	0.05 <i>1.29</i>	0.05 <i>1.34</i>	0.05 <i>1.14</i>	0.04 <i>1.08</i>
Aide santé au sens large	0.21*** <i>4.85</i>	0.21*** <i>4.77</i>	0.19*** <i>6.58</i>	0.19*** <i>6.62</i>	0.23*** <i>3.34</i>	0.25*** <i>3.44</i>	0.28*** <i>4.40</i>	0.28*** <i>4.39</i>
Observations	254	254	254	254	197	197	197	197
Nb pays	86	86	86	86	68	68	68	68
Test de sous-id	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
Test de Hansen	0.13	0.17	0.06	0.09	0.03	0.05	0.09	0.16
Impact marginal à :								
Moyenne de SIJ	1.83%	1.83%	1.65%	1.65%	1.63%	1.77%	1.98%	1.98%
Médian de SIJ	1.30%	1.30%	1.18%	1.18%	1.00%	1.09%	1.22%	1.22%
Niveau de SIJ à 25%	2.69%	2.69%	2.44%	2.44%	2.32%	2.52%	2.82%	2.82%
Niveau de SIJ à 75%	0.63%	0.63%	0.57%	0.57%	0.61%	0.66%	0.74%	0.74%

Estimateur: *Effets fixes instrumentés*. Les variables explicatives sont exprimées en log. *Instruments : muettes temporelles et instruments de type « Tavares (2003) » ; l'aide des bailleurs de fonds est représentée par leurs décaissements d'aide totale ; les muettes de proximité sont l'inverse de la distance, la religion commune et la langue commune. Les Z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Note pour la lecture de l'impact marginal : selon la colonne (1), si l'aide affectée à la santé par habitant est augmentée de 1%, alors, à la moyenne de l'échantillon, le taux de survie infanto-juvénile augmente de 2.69%.

Le Tableau 2. 12 présente les estimations où l'aide affectée à la santé est instrumentée par les instruments inspirés de la méthode Guillaumont Laajaj (2006), à savoir ceux suivants la formule (2. 9) vue plus haut :

$$(2. 9) \quad \text{instru}_{ijt} = \text{Aidesanté}_{ijt-1} \left(\frac{\text{Ai det ot}_{jt} - \text{Ai det ot}_{jt-1}}{\text{Ai det ot}_{jt-1}} \right)$$

Avec Aidesanté = Aide allouée à la santé (engagements)
 Aidetot = Aide totale (versements)

Pour l'aide à la santé retardée, nous utilisons les engagements d'aide affectée au secteur de la santé. Nous calculons ainsi cinq instruments de ce type, par groupe de donateurs : les bilatéraux d'Europe, ceux d'Amérique, ceux d'Océanie, ceux d'Asie, et les multilatéraux dans leur ensemble. Nous ajoutons à cette liste des muettes temporelles.

Ici, les hypothèses de validité des instruments sont toujours confirmées par les tests de sous-identification et de Hansen. Les résultats quant aux effets de l'aide sont comparables à ceux obtenus avec une instrumentation « classique » ou de type « Tavares » : en moyenne, si l'aide affectée à la santé par habitant augmente de 1%, en moyenne la survie est améliorée de 1.6% à 1.7%; au 25^e percentile, elle est même améliorée de 2.3 à 2.6%. De même, si l'aide à la santé en pourcentage du PIB augmente de 1%, en moyenne la survie est améliorée de 1.7 à 2%; au 25^e percentile, elle est même améliorée de 2.4 à 2.8%.

Tableau 2. 12 Effets de l'aide à la santé sur la santé. Instrumentation de l'aide affectée à la santé de type « Guillaumont Laajaj ».

Variable dépendante	Logit(SIJ)							
	par habitant				en % du PIB			
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
PIB par habitant	0.10 <i>0.60</i>	0.04 <i>0.22</i>			0.35* <i>1.90</i>	0.24 <i>1.23</i>		
PIB par hab. retardé			0.31*** <i>2.75</i>	0.34*** <i>3.28</i>			0.30** <i>2.44</i>	0.31*** <i>2.59</i>
Coefficient de Gini	0.51*** <i>3.56</i>		0.41*** <i>3.05</i>		0.48*** <i>3.01</i>		0.33** <i>1.97</i>	
Education	-0.08 <i>0.38</i>	-0.09 <i>0.36</i>	-0.17 <i>0.89</i>	-0.18 <i>0.82</i>	-0.04 <i>0.15</i>	-0.05 <i>0.16</i>	-0.16 <i>0.59</i>	-0.16 <i>0.57</i>
Dép. pub. santé nettes de l'aide santé	0.08 <i>1.14</i>	0.06 <i>0.97</i>	0.04 <i>0.67</i>	0.02 <i>0.41</i>	0.05 <i>1.28</i>	0.05 <i>1.33</i>	0.05 <i>1.13</i>	0.04 <i>1.09</i>
Aide santé au sens large	0.20*** <i>4.74</i>	0.20*** <i>4.66</i>	0.19*** <i>6.42</i>	0.18*** <i>6.48</i>	0.24*** <i>3.24</i>	0.27*** <i>3.32</i>	0.28*** <i>4.48</i>	0.28*** <i>4.48</i>
Observations	254	254	254	254	197	197	197	197
Nb de pays	86	86	86	86	68	68	68	68
Test de sous-id	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
Test de Hansen	0.42	0.26	0.40	0.29	0.17	0.14	0.21	0.18
Impact marginal à:								
Moyenne de SIJ	1.74%	1.74%	1.65%	1.57%	1.70%	1.91%	1.98%	1.98%
Médian de SIJ	1.24%	1.24%	1.18%	1.12%	1.05%	1.18%	1.22%	1.22%
Niveau de SIJ à 25%	2.57%	2.57%	2.44%	2.31%	2.42%	2.72%	2.82%	2.82%
Niveau de SIJ à 75%	0.60%	0.60%	0.57%	0.54%	0.63%	0.71%	0.74%	0.74%

Estimateur: *Effets fixes instrumentés*. Les variables explicatives sont exprimées en log. Instruments : muettes temporelles et instruments de type « Guillaumont Laajaj (2006) », calculés à partir des engagements d'aide à la santé, par groupe de donateurs : bilatéraux d'Europe, bilatéraux d'Amérique, bilatéraux d'Océanie, bilatéraux d'Asie, et multilatéraux. Les Z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Note pour la lecture de l'impact marginal : selon la colonne (1), si l'aide à la santé est augmentée de 1%, alors, à la moyenne de l'échantillon, le taux de survie infanto-juvénile augmente de 1.74%.

4.4 Tests supplémentaires

Sous-échantillons

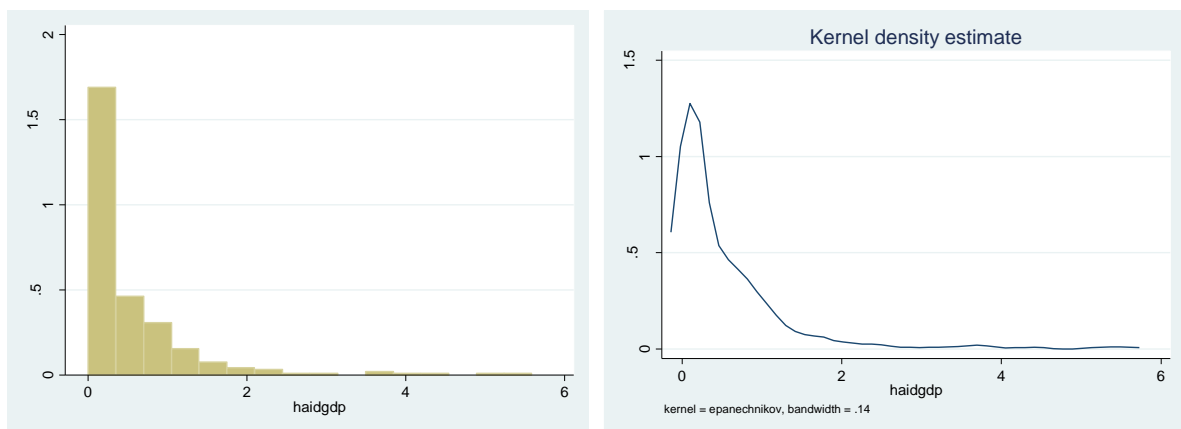
Le Tableau A-2. 3 en annexe présente l'effet calculé de l'aide à la santé sur trois sous-échantillons régionaux : les pays d'Afrique subsaharienne, les autres, ainsi que les pays d'Asie. Les estimateurs des *Effets fixes* simples, de même que les *Effets fixes instrumentés* sont utilisés, avec toutes les batteries d'instruments développées plus haut. Le Tableau A-2. 3 présente uniquement le coefficient de la variable d'aide ainsi que l'impact marginal de l'aide sur la santé, calculé à la moyenne de SIJ de l'échantillon. Les résultats des estimations en *Effets fixes* simples sont reportés en annexe, Tableau A-2. 4.

Considérant les résultats avec instrumentation, l'impact marginal moyen de l'aide affectée à la santé sur la survie des enfants semble significativement moins important dans les pays d'Afrique subsaharienne que dans les autres pays en développement et en transition : si l'aide affectée à la santé par habitant augmente de 1%, la survie des enfants est en moyenne améliorée de 0.8% à 1.1% dans les pays d'Afrique subsaharienne, comparés à 1 à 2% dans les autres pays de l'échantillon initial⁶⁴. L'effet est néanmoins plus important dans les pays où la SIJ est plus faible : dans les pays d'Afrique subsaharienne, la survie est améliorée de 1% à 1.4% lorsqu'elle est initialement au niveau des 25% les plus faibles. Par ailleurs, lorsqu'on considère l'échantillon des pays d'Asie, on ne trouve pas d'effet significatif de l'aide à la santé robuste, mais les tests de différences (non présentés ici) suggèrent que cette différence avec les autres pays de l'échantillon est non significative.

Dans le Tableau A-2. 3, un quatrième échantillon est également testé. Ce dernier ne prend en compte que les observations pour lesquelles l'aide affectée à la santé en part du PIB est supérieure à 0.015%. Il s'agit ici de ne considérer que les pays dans lesquels l'aide à la santé est suffisamment importante pour pouvoir jouer un rôle substantiel sur les moyennes nationales de santé. Afin de définir ce seuil, nous dessinons l'histogramme ainsi que la courbe de densité de l'aide affectée à la santé rapportée au PIB (Figure 2. 1).

⁶⁴ La différence d'efficacité de l'aide affectée à la santé entre les pays d'Afrique subsaharienne et les autres semble significative d'après les analyses menées (non présentées ici).

**Figure 2. 1 Histogramme et courbe de densité de la série
'Aide affectée à la santé rapportée au PIB'**



Source : Auteur

Ces graphiques nous montrent qu'une majeure partie des points de notre échantillon observe un niveau d'aide affectée à la santé compris entre 0 et 0.30% du PIB. D'ailleurs, le niveau médian de cette série statistique est de 0.24%. Ainsi, nous décidons de tester différents niveaux compris dans cet intervalle : 0.005%, 0.01%, 0.015%, 0.02%, 0.05%, 0.10% et 0.25%. Les estimations présentées dans le Tableau A-2. 3 ne considèrent que les observations dont l'aide à la santé dépasse un seuil minimum, ce seuil étant ici fixé à 0.015% du PIB : l'impact estimé de l'aide semble plus important dans les estimations non instrumentées. Des tests de différence (non présentés ici) ont permis de vérifier que l'effet de l'aide affectée à la santé est significativement plus important lorsque celle-ci dépasse un seuil compris entre 0.01% et 0.10% du PIB⁶⁵.

Par ailleurs, s'il semble vrai qu'un niveau minimum d'aide affectée à la santé soit nécessaire pour avoir un impact significatif sur les variables nationales de survie des enfants, la théorie des rendements décroissants nous suggère qu'au-delà d'un certain seuil, l'aide pourrait au contraire exercer un effet plutôt négatif sur la santé. En effet, un « trop-plein » d'aide peut être lourd à gérer et il peut atténuer les incitations à collecter des ressources (Hadjimichael et al. 1995, Durbarry et al. 1998, Heller et Gupta 2002). Nous prenons comme valeurs-seuils les valeurs d'aide situées dans les maximales : 2% et 4% du PIB. Nos estimations (non présentées ici) en *Effets fixes simples* ne suggèrent aucune

⁶⁵ Les différentes estimations avec instrumentation ne suggèrent en revanche pas de changement significatif d'effet de l'aide selon qu'elle dépasse ou non un seuil minimum compris entre 0.005% et 0.25%.

différence significative selon que le niveau d'aide est au-dessus ou au-dessous de ces seuils, mais celles en *Effets fixes instrumentés* suggèrent un effet négatif de l'aide affectée à la santé lorsqu'elle dépasse les 2% du PIB.

Autres mesures de la santé

Le Tableau A-2. 5 présente les effets de l'aide à la santé sur deux autres variables de résultat de la santé : l'espérance de vie, exprimée en logarithme népérien, et la survie infantile, exprimée en logit. Ces deux séries proviennent des statistiques de l'OMS. De même que précédemment, le modèle est testé sous toutes ses formes, et nous ne reportons ici que les estimations relatives à la variable d'aide à la santé.

Concernant les effets sur l'espérance de vie, les résultats sont là encore plus significatifs lorsque l'on considère l'aide affectée à la santé exprimée par habitant, plutôt qu'en pourcentage du PIB. Ainsi, à partir des estimations avec instrumentation, on note qu'une augmentation de l'aide par habitant de 1% engendre une augmentation de l'espérance de vie de 1 à 2% : pour l'échantillon de pays considéré, cela correspond en moyenne à un passage d'une espérance de vie de 62 à 63 ans. Les effets estimés ne sont pas toujours significatifs lorsqu'on prend l'aide affectée à la santé en pourcentage du PIB. Cependant, comme dit plus haut, l'espérance de vie n'est pas une mesure qui permet des comparaisons d'état de santé de la population entre pays et périodes qui soient justes. Par ailleurs, elle souffre d'erreurs de mesures plus importantes que les taux de mortalité chez les enfants.

En revanche, les effets de l'aide affectée à la santé sur la survie infantile sont remarquables. Les estimations avec instrumentation suggèrent en effet qu'une augmentation de l'aide de 1% entraîne une amélioration de la survie infantile de 0.8% à 1.2% en moyenne. Une augmentation de l'aide affectée à la santé, exprimée en pourcentage du PIB, de 1% entraîne une augmentation de la survie des enfants de moins de un an de 1% à 2%.

Ce type de résultats est relativement cohérent avec l'analyse principale développée plus haut.

Autres mesures de l'aide affectée à la santé

Le Tableau A-2. 6 présente dans un premier temps les estimations des effets des fonds extérieurs à la santé, à différents niveaux de définition de la santé : l'aide publique au secteur de la santé au sens strict et celle au sous-secteur de la santé primaire⁶⁶, issues de la base SNPC du CAD, tout comme la variable d'aide à la santé utilisée jusque là.

Les estimations quant à l'aide affectée à la santé au sens strict ou à l'aide affectée à la santé primaire produisent des coefficients positifs significatifs robustes, que l'on considère l'aide exprimée par habitant ou en pourcentage du PIB. Selon nos résultats, une augmentation de l'aide affectée à la santé (stricte ou primaire) par habitant de 1% engendrerait une amélioration de la survie des jeunes enfants de 0.9% à 1.8% en moyenne ; et de 1.3% à 2.6% en partant d'un niveau de SIJ au 25^e percentile. Rien ne suggère qu'un des deux types d'aide est meilleur pour la santé des enfants de moins de cinq ans. Il en est de même lorsque l'on compare ces résultats à ceux obtenus avec l'aide affectée à la santé au sens large considérée dans l'analyse principale.

Dans un deuxième temps, nous utilisons les ressources extérieures à la santé, définies par d'autres institutions (Tableau A-2. 6). Celles développées par l'IHME ajoutent les contributions du GAVI et de la Fondation Bill et Melinda Gates. Les résultats quant à l'aide exprimée en pourcentage du PIB ne sont pas conformes à ceux de l'analyse développée jusqu'ici et ne suggèrent pas d'efficacité sur la survie des enfants. Mais ceux obtenus avec l'aide exprimée par habitant sont cohérents avec l'analyse principale : une augmentation de 1% des flux extérieurs affectés à la santé, exprimés par habitant, entraînerait en moyenne une amélioration de la survie des jeunes enfants de 1.2% à 2.8% selon l'instrumentation.

⁶⁶ Nous avons définis différents niveaux d'aide affectée à la santé : nous avons utilisé dans l'analyse principale l'aide affectée à la santé « au sens large », i.e. l'aide affectée aux soins de santé (niveau 12 dans la base SNPC), à la population (niveau 13), à l'eau et aux sanitaires (niveau 14). Deux autres niveaux sont analysés en complément : l'aide affectée à la santé « au sens strict », qui correspond au niveau 12, à savoir l'aide pour les soins de santé primaire et spécialisés ; et un niveau plus détaillé, le niveau 121, qui décrit uniquement l'aide affectée à la santé primaire, qu'on nomme l'aide affectée à la santé « primaire » ou « de base ».

Les données développées par l'OMS sont censées représenter l'ensemble des flux étrangers agissant pour la santé de la population. Cependant, comme souligné précédemment (section 3.1), cette mesure n'est pas clairement définie et collectée. Les estimations montrent d'ailleurs des résultats très différents de l'analyse principale, très peu robustes, et ne suggèrent ainsi pas d'efficacité des flux extérieurs pour la santé (Tableau A-2. 6).

Enfin dans un troisième temps, nous présentons les effets de l'aide *engagée* durant la période puis de celle engagée durant la période précédente (Tableau A-2. 6). L'idée est de compléter l'analyse en testant le modèle avec des données d'aide dont la qualité est moins contestable : les données d'aide à la santé *décaissée* ne sont réellement fiables qu'à partir des années 2000 (section 3.1). Les résultats des estimations instrumentées quant à l'aide engagée durant la période sont cohérents avec notre analyse : une augmentation des engagements de l'aide affectée à la santé par habitant de 1% engendrerait une amélioration de la survie des jeunes enfants de 1.6% à 2.3% en moyenne. De même, les résultats avec l'aide exprimée en pourcentage du PIB témoignent de la solidité des résultats issus de l'analyse principale.

Nous regardons ensuite les résultats quant aux engagements d'aide de la période précédente. L'idée de ce test vient du fait que, les engagements d'aide, même s'ils étaient décaissés à 100%, ne reflètent pas l'aide reçue durant la période, mais reflètent plutôt l'aide qui va être perçue durant les années à suivre. Cependant, cette analyse reste approximative, et les résultats le sont tout autant : ils présentent peu de solidité et ne permettent pas de conclusion.

Découpage temporel

Comme tout juste rappelé, les données sur les décaissements de l'aide sectorielle ne sont jugées fiables qu'à partir des environs de 2000. Ainsi, pour tester la robustesse des résultats principaux, nous menons l'analyse en panel sur la période 1999-2007, sur trois périodes de trois ans. Le Tableau A-2. 7 présente les résultats relatifs à la seule variable

d'aide. Les différents modèles et types d'instrumentations sont à nouveau utilisés⁶⁷. Les résultats sont contrastés mais penchent plutôt vers un effet positif de l'aide à la santé : selon les instrumentations de types classique et « Tavares », une augmentation de l'aide par habitant de 1% durant une période de trois ans pourrait améliorer la survie infanto-juvénile de 1.2 à 1.5%. Les résultats sont comparables lorsqu'on considère l'aide en pourcentage du PIB.

Par ailleurs, afin d'observer les effets de long terme de l'aide sur la santé, nous estimons le modèle sur la période 2000-2007 avec l'estimateur des *Moindres carrés ordinaires*. Le coefficient de l'aide apparaît soit nul, soit négatif et significatif sur l'analyse en transversal, malgré le contrôle de la double causalité par les différentes instrumentations. Cela peut être interprété comme un résultat négatif de l'aide affectée à la santé sur le long terme. En effet, trop d'aide sur le long terme pourrait être dommageable sur les efforts fiscaux du gouvernement bénéficiaire d'aide, et, par là, avoir un effet négatif sur le développement et la santé. Cela étant, cette intuition, quoique courante, n'est pas toujours vérifiée dans la littérature empirique, des travaux montrant au contraire un effet positif de l'aide sur l'effort fiscal (cf. Brun et al. 2008 pour une étude transversale, Osei et al. 2005 pour une étude sur le Ghana). Nos résultats économétriques contrastés par rapport aux précédents peuvent alors aussi provenir d'un manque de contrôle, que nous assurons plus facilement avec un échantillon en panel, les effets fixes permettant de contrôler pour les inobservables.

Enfin, il est justifié de penser que l'aide a pu devenir plus efficace durant la dernière décennie. En effet, la prise de conscience internationale des besoins pour les pays en développement, marquée par le défi des objectifs du millénaire pour le développement signé en 2000, a amené les pays riches à s'engager non seulement pour des montants d'aide publique au développement plus importants, mais, et c'est ce qui importe ici, pour une amélioration de la qualité de cette aide (Déclaration de Paris 2005). L'aide affectée à la santé a effectivement augmenté de manière considérable : entre 1980 et 1984, l'aide affectée à la santé représentait 2.8 milliards de dollars par an, tandis qu'en 2006, 13.3 milliards de dollars étaient engagés par les membres du CAD (Piva et Dodd 2008). La

⁶⁷ Pour des raisons d'observations, l'instrumentation de type « Tavares » avec engagements d'aide à la santé n'a pas pu être menée.

différence de montants d'aide affectée à la santé est tout à fait significative. Afin de pouvoir juger de l'évolution de l'efficacité de cette aide au cours du temps, nous testons notre modèle économétrique avec des muettes temporelles multipliées par la variable d'aide affectée à la santé :

$$(2.10) \quad \text{Logit}(\text{SIJ}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{AideSan}_{it} + \alpha_2 \cdot \text{AideSan}_{it} \cdot \text{MuettePériode}_t + \alpha_3 \cdot Y_{it} + \alpha_4 \cdot \text{Educ}_{it} + \alpha_5 \cdot \text{DépPubSanNet}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

La variable MuettePériode_t est égale à 1 lorsque la période t est incluse dans 2000-07, et à 0 lorsqu'elle correspond à la période 1996-99. Si le coefficient α_2 était significativement positif, cela indiquerait que l'aide affectée à la santé est devenue significativement plus efficace depuis 2000. Or, dans aucune estimation effectuée elle n'est significative (résultats non reportés ici). Le coefficient de l'aide affectée à la santé (α_1) reste positivement significatif, ce qui indique que l'aide affectée à la santé permet, sur l'ensemble de la période 1996-2007, d'améliorer la survie des enfants. En revanche, aucun progrès de cette efficacité de l'aide n'est constaté.

Cela peut s'expliquer par le fait que les niveaux de support au budget ou d'aide sectorielle de la période 2002-2006 sont redescendus à ceux de la période 1980-84 (Piva et Dodd 2008). Or, le support au budget ou l'aide sectorielle sont généralement considérés comme de l'aide comparativement plus efficace (Déclaration de Paris 2005). En effet, l'aide budgétaire ou sectorielle permet d'éviter les coûts et inefficiences associées aux projets, de réduire les coûts de transaction. Cependant, il est aussi vrai que, si la gouvernance est faible, ce qui est souvent le cas dans les pays pauvres, il se peut que les ressources externes allouées au budget ou au secteur de la santé soient mal dépensées.

Néanmoins, l'aide budget ou sectorielle s'aligne plus facilement aux priorités du pays bénéficiaire que des initiatives multi-pays. Or, les initiatives multi-pays sont de plus en plus importantes et comptent en 2002-2006 pour 25% de l'aide affectée à la santé totale (Piva et Dodd 2008). On retrouve dans cette catégorie les campagnes de vaccinations, les activités de prévention et de contrôle du VIH/SIDA, etc. Ce type d'aide peut poser des problèmes : en Ouganda, les flux d'aide pour lutter contre le VIH/SIDA sont en moyenne plus importants que dans tous les autres secteurs de la santé. Le VIH/SIDA est en effet un

problème très important en Ouganda, mais d'autres maladies, comme le paludisme par exemple, font d'importants dégâts en matière de santé, mais ne reçoivent néanmoins pas autant d'attention de la part des donateurs. Et il est difficile, pour les pays bénéficiaires de ce type d'aide, d'aligner les fonds « multi-pays » avec les priorités nationales.

De plus, il est constaté une « surallocation » de l'aide affectée à la santé à la lutte contre le SIDA (Piva et Dodd 2008) : en 2002-2006, environ 50% de l'aide affectée à la santé dans les pays les plus pauvres est allouée à la lutte contre le SIDA, la tuberculose, le paludisme et autres maladies transmissibles (OMD 6), et, finalement, il reste trop peu pour apporter les soutiens nécessaires aux systèmes de santé et à la provision de services de santé pour atteindre les deux autres objectifs du millénaire liés à la santé, à savoir réduire la mortalité infantile (OMD 4) et améliorer la santé maternelle (OMD 5, Piva et Dodd 2008).

Enfin, il semble que dans le secteur de l'aide affectée à la santé, il y ait une prolifération de projets de petite taille (Piva et Dodd 2008). Cela suggère un niveau de fragmentation élevé, et donc une coordination insuffisante entre les partenaires de développement (en plus des coûts de transaction élevés et des objectifs parfois divergents des objectifs nationaux). D'ailleurs, le nombre de fonds fiduciaires croît fortement (Berthélémy et al. 2009). Cela est encore une fois contraire aux engagements d'harmonisation de l'aide, signés lors de la Déclaration de Paris 2005 pour améliorer l'efficacité de l'aide.

En somme, l'efficacité de l'aide affectée à la santé ne semble pas avoir évolué durant la période 1996-2007. Une des raisons à cela peut venir d'une utilisation toujours excessive de l'aide projet par rapport au support au budget. Une autre est que, aujourd'hui encore, les priorités des aides ne correspondent ni aux priorités des pays receveurs ni à celles énoncées par les OMD : on constate en effet une surallocation de l'aide affectée à la santé vers des projets de lutte contre le SIDA, qui semblerait évincer les aides vers l'amélioration de la santé des enfants et des mères. Enfin, les efforts d'harmonisation de l'aide ne semblent pas s'opérer dans le secteur de la santé, puisqu'on y observe au contraire une prolifération de projets depuis quelques années. Malgré tout, l'aide affectée à la santé demeure efficace en moyenne sur l'ensemble de la période.

5. Conclusion

Un des moyens proposés pour atteindre les OMD est l'aide internationale. Nous tentons dans ce chapitre de voir dans quelle mesure l'aide affectée à la santé peut effectivement amener des résultats quant à la réduction de la mortalité infanto-juvénile.

A partir de nos estimations sur 88 pays en développement et en transition, sur la période 1996-2007, il apparaît que l'aide affectée à la santé a un effet direct sur la santé des jeunes enfants. L'endogénéité de l'aide sous-estimant les résultats des estimations en *Effets fixes*, nous la neutralisons avec efficacité à travers trois batteries d'instruments différentes : des instruments dits « classiques », d'autres inspirés de la méthode de Tavares (2003) et d'autres de la méthode de Guillaumont et Laajaj (2006). Ces instruments apparaissent satisfaisants, les tests validant les hypothèses la plupart du temps. Par ailleurs, les résultats découlant de ces estimations instrumentées offrent des résultats proches et comparables (cf. Tableau 2. 13).

Ainsi, si l'aide affectée à la santé au sens large par habitant augmente de 1%, à la médiane de la survie, celle-ci est améliorée de 1.2%. De même, si l'aide affectée à la santé rapportée au PIB augmente de 1%, à la médiane la survie est améliorée de 1.2 à 1.6%. Ces résultats sont confirmés par les tests supplémentaires : les différentes mesures d'aide à la santé, lorsqu'elles sont cohérentes, permettent d'obtenir le même type de résultats⁶⁸. De même, différentes variables de résultats sont testées et amènent à la conclusion générale que l'aide affectée à la santé améliore la santé des populations.

L'ensemble de ces résultats devrait encourager les pays et organisations donatrices à continuer leurs efforts, dans le sens où l'aide affectée à la santé apparaît améliorer significativement la santé, et ce, sans condition. De plus, il semblerait que l'aide affectée à la santé soit encore plus efficace dans les pays qui en ont le plus besoin, i.e. ceux dont les taux de mortalité infanto-juvénile sont les plus importants. En effet, si l'aide affectée à la santé au sens large par habitant augmente de 1%, au 25^e percentile de la survie, celle-ci est améliorée de 2.4 à 2.5% (au lieu de 1.2% à la médiane). De même, si l'aide affectée à la

⁶⁸ On note qu'il n'y a pas de différence significative de résultat entre l'aide affectée à la santé au sens large (santé, eau, sanitaires, population), l'aide affectée à la santé au sens strict (santé) et l'aide affectée à la santé primaire.

santé rapportée au PIB augmente de 1%, au 25^e percentile, la survie est améliorée de 2.8 à 3.8% (au lieu de 1.2 à 1.6% à la médiane). Cela est d'autant plus encourageant pour continuer et augmenter l'aide axée vers la santé au sens large. Ce résultat est néanmoins nuancé par la moindre efficacité de l'aide affectée à la santé dans les pays d'Afrique subsaharienne suggérée par l'analyse des sous-échantillons.

Tableau 2. 13 Synthèse des résultats de l'aide affectée à la santé sur la SIJ

	Sans instrumentation	Avec instrumentation*
Aide à la santé exprimée par habitant		
<u>Impact marginal à la médiane</u>		
aide santé au sens large	0.44%	1.16 à 1.19%
aide santé au sens strict	0.36%	0.72 à 0.96%
<u>Impact marginal aux 25% de la SIJ</u>		
aide santé au sens large	0.90%	2.38 à 2.45%
aide santé au sens strict	0.78%	1.56 à 2.08%
Aide à la santé exprimée en % du PIB		
<u>Impact marginal à la médiane</u>		
aide santé au sens large	0.26%	1.22 à 1.58%
aide santé au sens strict	0.20%	0.88 à 1.52%
<u>Impact marginal aux 25% de la SIJ</u>		
aide santé au sens large	0.61%	2.82 à 3.67%
aide santé au sens strict	0.50%	2.20 à 3.80%

Source : Estimations contenues dans le chapitre. Le modèle retenu est celui qui inclut comme variables de contrôle le PIB par habitant retardé d'une période, le coefficient de Gini, l'éducation des mères et les dépenses publiques de santé nettes de l'aide affectée à la santé.
*Les impacts marginaux reportés pour les instrumentations sont les bornes de ceux trouvés parmi toutes les batteries d'instruments testés, à savoir l'instrumentation classique, les deux instrumentations de type Tavares 2003 et l'instrumentation de type Guillaumont Laajaj 2006.

Un autre résultat est que l'aide affectée à la santé semble significativement plus efficace à partir d'un seuil minimal compris entre 0.01% et 0.10% du PIB. Une analyse plus fine serait nécessaire pour approximer davantage ce seuil. Néanmoins, cela suggère déjà qu'il faut investir un minimum pour voir apparaître des résultats significatifs sur les moyennes de santé nationale. Encore que, à partir d'un seuil situé autour des 2% du PIB, les rendements de l'aide affectée à la santé commencent à diminuer, probablement pour des raisons de difficulté de gestion de l'aide ou bien de désincitation à la mobilisation de ressources et de désengagement de l'Etat.

Enfin, nous avons espéré observer une amélioration de l'efficacité de l'aide affectée à la santé au cours du temps, étant donnés les engagements pris par la communauté internationale en la matière (Déclaration de Paris 2005). Nos estimations ne montrent aucune amélioration. Cela peut s'expliquer par le non-respect des engagements pris. Les bailleurs de fonds s'étaient engagés à faire de l'aide budgétaire ou sectorielle, car, même si elle est fongible, elle s'avère moins coûteuse que l'aide projet ou programme. De plus, elle permet de responsabiliser les gouvernements, et est ainsi plus efficace à long terme. Les objectifs d'harmonisation de l'aide ne sont pas non plus tenus puisqu'on observe au contraire une multiplication de petits projets et de fonds fiduciaires. Cela dit, les grands programmes d'aide affectée à la santé, souvent multi-pays, s'avèrent généralement efficaces et améliorent, au moins à court terme, la santé des populations.

Annexe

Tableau A-2. 1 Taux de couverture de la base SNPC par rapport à la base CAD (en %), pour les engagements d'APD bilatérale par donneur et par secteur entre 1974 et 2006

	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
Par donneur																																		
total bilatéral	60	48	50	54	59	50	69	67	66	63	66	65	63	74	72	73	56	69	69	60	59	68	72	72	78	87	94	92	94	97	96	99	100	
Australie	91	52	78	80	83	84	76	71	68	75	52	53	51	54	84	45	71	107	39	80	72	21	161	93	100	83	99	96	101	97	97	100	102	
Espagne	85	0	21	36	28	26	62	75	90	71	52	30	51	46	67	78	35	94	14	30	21	30	98	96	95	98	95	97	100	102	100	100	100	
Espagne	25	18	18	19	15	20	21	25	13	39	21	28	17	1	13	27	16	42	22	14	74	81	103	96	93	100	101	99	205	99	99	100	100	
Canada	57	60	51	51	75	57	45	67	48	55	78	66	86	69	63	61	87	47	50	53	71	84	81	73	85	81	85	81	92	84	96	94	92	
Danemark	46	46	64	69	40	64	76	74	92	76	80	84	85	91	77	104	66	62	70	62	65	113	102	101	60	83	100	101	103	80	102	96	100	
Finlande	67	57	49	21	7	62	8	45	21	33	22	5	8	117	99	81	82	86	72	84	85	91	86	83	84	81	99	100	96	99	85	98	99	
Espagne	32	18	24	32	16	17	46	40	39	34	42	36	36	38	44	46	41	50	44	44	32	36	51	40	60	60	74	90	88	91	90	95	95	
Espagne	65	64	65	59	59	68	69	64	57	56	60	56	53	55	56	53	65	54	63	43	49	55	61	62	55	90	105	96	100	100	92	101	100	
Grèce																							0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Espagne	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	109	100	92	100	100	100	
Espagne	19	35	29	15	0	0	20	52	36	53	48	33	39	80	69	80	74	74	89	63	75	80	78	101	100	100	100	100	100	92	94	83	100	
Japon	96	93	89	96	90	93	96	94	94	88	91	91	84	88	92	84	88	90	86	88	81	78	79	78	80	76	73	75	71	95	94	95	95	
Espagne																		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	72	86	90	91	117	97
Pays-Bas	68	61	48	58	50	44	49	48	47	62	68	54	62	73	65	67	48	58	74	75	55	100	100	101	98	101	90	100	100	116	100	100	100	
Nelle Zélande	4	0	5	0	0	0	0	54	78	74	2	32	0	0	0	0	0	0	0	0	0	80	0	0	0	0	0	0	78	81	94	97	97	
Norvège	65	71	61	42	55	65	60	49	55	9	77	76	79	72	68	74	71	70	66	85	92	98	100	98	100	100	100	100	100	100	93	94	100	
Espagne																		36	238	124	102	85	94	114	28	87	99	108	99	102	117	121	87	
Espagne																		77	74	43	48	35	41	100	96	121	104	97	101	106	89	86	110	
Suède	83	95	79	63	88	75	68	116	97	94	87	85	89	140	167	267	174	114	119	78	92	80	71	101	73	57	90	88	86	102	99	107	99	
Suisse	100	71	98	70	121	84	56	85	70	92	54	80	69	74	69	74	86	83	98	81	98	97	81	86	110	106	100	97	100	102	99	102	100	
Royaume Uni	73	17	47	63	117	34	62	37	56	59	61	43	55	111	69	61	52	47	162	44	48	75	100	79	128	130	154	100	99	98	93	116	113	
Etats-Unis	46	46	48	44	43	40	78	81	77	72	74	81	81	83	73	71	31	70	53	47	53	71	49	65	66	101	100	100	99	100	100	100	100	
Par secteur																																		
I.2. Santé																							63	70	87	86	102	102	91	94	98	107	111	115
I.3. Politique en Matière de Population/Santé&Fert.																							104	83	180	109	110	130	110	101	111	107	105	112
I.4. Distribution d'Eau et Assainissement																							79	97	111	97	99	106	98	103	106	101	104	103

Source : Rapport d'Aline Mosnier, pour le CERDI, 2008

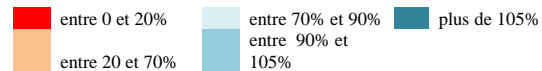


Tableau A-2. 2 Taux de couverture de la base SNPC par rapport à la base CAD, pour les versements d'APD bilatérale par donneur et par secteur entre 2002 et 2006.

	2002	2003	2004	2005	2006
Par donneur					
Bilatéral	90%	98%	96%	96%	95%
Australie	94%	100%	89%	99%	100%
Autriche	100%	102%	100%	100%	100%
Belgique	105%	102%	98%	98%	100%
Canada	38%	52%	78%	67%	67%
Danemark	0%	40%	57%	55%	68%
Finlande	92%	100%	3%	2%	102%
France	117%	138%	124%	118%	93%
Allemagne	88%	99%	99%	102%	100%
Grèce	100%	100%	104%	100%	104%
Irlande	100%	92%	100%	100%	100%
Italie	71%	100%	80%	78%	76%
Japon	71%	93%	95%	95%	97%
Luxembourg	11%	11%	91%	117%	97%
Pays-Bas	114%	100%	100%	103%	100%
Nouvelle Zélande	77%	81%	94%	97%	97%
Norvège	90%	94%	93%	101%	100%
Portugal	93%	94%	100%	118%	99%
Espagne	92%	96%	94%	84%	94%
Suède	80%	98%	99%	85%	99%
Suisse	94%	108%	105%	105%	100%
Royaume Uni	74%	68%	72%	84%	89%
Etats Unis	113%	99%	100%	100%	100%
Par secteur					
I.2. Santé	71%	84%	75%	96%	81%
I.3. Politique en Matière de Population/Santé&Fert.	69%	92%	87%	83%	85%
I.4. Distribution d'Eau et Assainissement	77%	64%	58%	65%	72%

Légende

	entre 0 et 20%
	entre 20 et 70%
	entre 70 et 90%
	entre 90% et 105%
	plus de 105%

Source : Rapport d'Aline Mosnier, pour le CERDI, 2008

Tableau A-2. 3 Effet de l'aide affectée à la santé sur différents sous-échantillons.

Echantillon	SSA					
Aide et dépenses	par habitant			% PIB		
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.06***	0.06***	0.06***	0.02	0.03	0.02
impact marginal	0.94%	0.94%	0.94%	0.00%	0.00%	0.00%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.07***	0.07***	0.05***	0.02	0.03	0.01
impact marginal	1.10%	1.10%	0.78%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.07***	0.07***	0.06***	0.06**	0.06*	0.06***
impact marginal	1.10%	1.10%	0.94%	0.94%	0.94%	0.94%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.07***	0.07***	0.05***	0.02	0.04	0.02
impact marginal	1.10%	1.10%	0.78%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.05***	0.05**	0.06***	<i>pas assez d'observations</i>		
impact marginal	0.78%	0.78%	0.94%	-	-	-
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.844	0.844	0.844	0.844	0.844	0.844
Echantillon	Non-SSA					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.04**	0.04**	0.09***	0.04*	0.04*	0.07***
impact marginal	0.17%	0.17%	0.39%	0.17%	0.17%	0.30%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.33**	0.37**	0.24***	0.25**	0.30**	0.32***
impact marginal	1.42%	1.60%	1.04%	1.08%	1.29%	1.38%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.43*	0.45**	0.32***	0.48*	0.51*	0.42**
impact marginal	1.86%	1.94%	1.38%	2.07%	2.20%	1.81%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.26**	0.30**	0.25***	0.40***	0.43***	0.44***
impact marginal	1.12%	1.29%	1.08%	1.73%	1.86%	1.90%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.39***	0.39***	0.40***	0.50***	0.47***	0.60***
impact marginal	1.68%	1.68%	1.73%	2.16%	2.03%	2.59%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.957	0.957	0.957	0.957	0.957	0.957

Tableau A-2. 3. Suite.

Echantillon	Asie					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.01	0.00	0.02	0.03	0.02	0.04
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.01	0.00	0.05	0.08	0.06	0.1
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.06	0.09*	0.05	0.13***	0.12***	0.16**
impact marginal	0.00%	0.52%	0.00%	0.75%	0.70%	0.93%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.52	0.51	0.52	0.3	0.3	0.31
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	<i>pas assez d'observations</i>					
impact marginal	-	-	-	-	-	-
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.942	0.942	0.942	0.942	0.942	0.942
Echantillon	Aide santé/PIB > 0.015					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.06***	0.05***	0.09***	0.04*	0.05**	0.10***
impact marginal	0.57%	0.48%	0.86%	0.38%	0.48%	0.95%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.14***	0.14***	0.16***	0.24***	0.27***	0.28***
impact marginal	1.33%	1.33%	1.52%	2.28%	2.57%	2.66%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.20***	0.20***	0.17***	0.35**	0.40***	0.34***
impact marginal	1.90%	1.90%	1.62%	3.33%	3.81%	3.23%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.18***	0.19***	0.19***	0.21***	0.24***	0.28***
impact marginal	1.71%	1.81%	1.81%	2.00%	2.28%	2.66%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.12***	0.12***	0.16***	0.12	0.16**	0.2
impact marginal	1.14%	1.14%	1.52%	0.00%	1.52%	0.00%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.905	0.905	0.905	0.905	0.905	0.905

Instruments de type "classique" : log de la population, le log de l'aide engagée dans la santé, et des muettes temporelles. Instruments de type "Tavares", avec comme muettes de proximité : inverse de la distance, religion commune et langue commune, et comme variable d'aide: engagements d'aide à la santé ou décaissements d'aide totale + muettes temporelles. Instruments de type "Guillaumont Laajaj": calculés à partir des engagements d'aide à la santé, par groupe de donateurs : bilatéraux d'Europe, bilatéraux d'Amérique, bilatéraux d'Océanie, bilatéraux d'Asie, et multilatéraux + muettes temporelles. * significatif à 10%, ** 5%, *** 1%.

Tableau A-2. 4 Effet de l'aide affectée à la santé sur la SIJ. Estimations en *Effets fixes* sur différents sous échantillons.

Echantillon	SSA						Non-SSA					
	par habitant			% PIB			par habitant			% PIB		
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
PIB par habitant	-0.09 <i>0.58</i>	-0.09 <i>0.58</i>		-0.11 <i>0.39</i>	-0.15 <i>0.55</i>		0.71*** <i>5.22</i>	0.63*** <i>3.21</i>		0.76*** <i>6.42</i>	0.67*** <i>3.81</i>	
PIB par hab. retardé			0.13 <i>0.77</i>			-0.06 <i>0.15</i>			0.29 <i>1.54</i>			0.42* <i>1.98</i>
Coefficient de Gini	-0.04 <i>0.15</i>		-0.09 <i>0.31</i>	0.43 <i>1.11</i>		0.49 <i>1.31</i>	0.53*** <i>2.94</i>		0.30** <i>2.26</i>	0.55*** <i>3.58</i>		0.21* <i>1.86</i>
Education	-0.04 <i>0.24</i>	-0.03 <i>0.21</i>	-0.12 <i>0.60</i>	0.21 <i>1.00</i>	0.04 <i>0.30</i>	0.22 <i>0.75</i>	0.64*** <i>2.76</i>	0.80*** <i>3.23</i>	0.72** <i>2.66</i>	0.92** <i>2.57</i>	1.11*** <i>2.89</i>	1.16*** <i>2.68</i>
Dép. pub. santé nettes	-0.03 <i>0.92</i>	-0.03 <i>0.88</i>	-0.03 <i>0.93</i>	-0.01 <i>0.37</i>	0.00 <i>0.30</i>	-0.01 <i>0.43</i>	0.18*** <i>2.93</i>	0.18*** <i>2.77</i>	0.26** <i>2.31</i>	0.15*** <i>3.42</i>	0.15*** <i>3.13</i>	0.19*** <i>3.32</i>
Aide santé	0.06*** <i>3.73</i>	0.06*** <i>3.67</i>	0.06*** <i>3.77</i>	0.02 <i>0.94</i>	0.03 <i>1.44</i>	0.02 <i>0.78</i>	0.04** <i>2.10</i>	0.04** <i>2.03</i>	0.09*** <i>4.53</i>	0.04* <i>1.75</i>	0.04* <i>1.72</i>	0.07*** <i>2.92</i>
Constante	2.52 <i>1.52</i>	2.37** <i>2.13</i>	1.10 <i>0.69</i>	1.15 <i>0.39</i>	3.01 <i>1.48</i>	0.58 <i>0.18</i>	-5.09*** <i>3.55</i>	-2.45 <i>1.53</i>	-0.98 <i>0.61</i>	-4.96*** <i>3.58</i>	-2.15 <i>1.42</i>	-0.70 <i>0.34</i>
Observations	99	99	99	58	58	58	157	157	157	151	151	151
Nb de pays	34	34	34	26	26	26	54	54	54	54	54	54
R ²	0.30	0.30	0.31	0.10	0.07	0.10	0.63	0.59	0.54	0.64	0.60	0.53

Estimateur: *Effets fixes* (non instrumentés). Variable dépendante: Logit(SIJ). T-stats robustes absolus en italique. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau A-2. 4 Suite.

Echantillon	Asie						Aide santé/PIB > 0.015					
	par habitant			% PIB			par habitant			% PIB		
no. colonne	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
PIB par habitant	0.79**	0.80**		0.94***	0.99***		0.57***	0.53***		0.76***	0.66***	
	<i>2.56</i>	<i>2.65</i>		<i>3.17</i>	<i>3.45</i>		<i>5.03</i>	<i>3.93</i>		<i>6.05</i>	<i>4.00</i>	
PIB par habitant retardé			0.76**			0.96***			0.44***			0.52**
			<i>2.24</i>			<i>3.26</i>			<i>2.96</i>			<i>2.49</i>
Coefficient de Gini	0.29		0.39	0.46		0.62	0.47***		0.27**	0.61***		0.27*
	<i>0.63</i>		<i>0.91</i>	<i>0.89</i>		<i>1.25</i>	<i>3.51</i>		<i>2.51</i>	<i>4.43</i>		<i>1.97</i>
Education	0.59	0.67	0.61	0.56	0.65	0.50	0.35	0.38	0.21	0.37	0.43	0.34
	<i>1.23</i>	<i>1.34</i>	<i>1.30</i>	<i>1.08</i>	<i>1.17</i>	<i>1.08</i>	<i>1.52</i>	<i>1.34</i>	<i>0.88</i>	<i>1.43</i>	<i>1.22</i>	<i>1.07</i>
Dép. pub. santé nettes	0.26	0.27*	0.29	0.09	0.08	0.08	0.05	0.05	0.04	0.03	0.03	0.03
	<i>1.70</i>	<i>1.83</i>	<i>1.36</i>	<i>1.45</i>	<i>1.27</i>	<i>1.72</i>	<i>1.26</i>	<i>1.15</i>	<i>0.96</i>	<i>1.00</i>	<i>1.20</i>	<i>1.18</i>
Aide santé	0.01	0.00	0.02	0.03	0.02	0.04	0.06***	0.05***	0.09***	0.04*	0.05**	0.10***
	<i>0.12</i>	<i>0.04</i>	<i>0.33</i>	<i>0.58</i>	<i>0.43</i>	<i>1.00</i>	<i>3.20</i>	<i>2.86</i>	<i>5.84</i>	<i>1.99</i>	<i>2.20</i>	<i>3.45</i>
Constante	-4.65*	-3.74	-4.81	-5.66**	-4.38*	-6.25**	-3.61***	-1.55	-1.87	-5.40***	-2.23	-2.08
	<i>1.89</i>	<i>1.62</i>	<i>1.58</i>	<i>2.29</i>	<i>1.88</i>	<i>2.15</i>	<i>2.95</i>	<i>1.43</i>	<i>1.33</i>	<i>3.72</i>	<i>1.65</i>	<i>1.03</i>
Observations	44	44	44	42	42	42	224	224	224	177	177	177
Nb de pays	15	15	15	15	15	15	82	82	82	73	73	73
R ²	0.69	0.69	0.68	0.68	0.67	0.66	0.49	0.45	0.45	0.52	0.45	0.42

Estimateur: *Effets fixes* (non instrumentés). Variable dépendante: Logit(SIJ). Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau A-2. 5 Effet de l'aide à la santé sur d'autres variables de résultats de santé.

Variable dépendante	ln(Espérance de Vie)					
Aide et dépenses	par habitant			% PIB		
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.00	0.00	0.01**	0.00	0.00	0.00
impact marginal	0.00%	0.00%	1.00%	0.00%	0.00%	0.00%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.01*	0.01*	0.01***	0.01	0.01	0.01
impact marginal	1.00%	1.00%	1.00%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.02***	0.02***	0.02***	0.02*	0.03**	0.02**
impact marginal	2.00%	2.00%	2.00%	2.00%	3.00%	2.00%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.01*	0.01*	0.01***	0.01	0.01	0.01
impact marginal	1.00%	1.00%	1.00%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.02***	0.02***	0.02***	0.01	0.02*	0.02
impact marginal	2.00%	2.00%	2.00%	0.00%	2.00%	0.00%
Pour info: moyenne de l'espérance de vie dans l'échantillon						
	61.868	61.868	61.868	61.868	61.868	61.868
Variable dépendante	Logit(Survie infantile)					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.03***	0.03**	0.07***	0.02	0.03	0.05***
impact marginal	0.18%	0.18%	0.41%	0.00%	0.00%	0.29%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.18***	0.18***	0.17***	0.30***	0.33***	0.31***
impact marginal	1.05%	1.05%	0.99%	1.75%	1.93%	1.81%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.20***	0.21***	0.17***	0.32**	0.35***	0.33***
impact marginal	1.17%	1.23%	0.99%	1.87%	2.04%	1.93%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.18***	0.19***	0.17***	0.20***	0.22***	0.25***
impact marginal	1.05%	1.11%	0.99%	1.17%	1.28%	1.46%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.13**	0.12**	0.16***	0.18	0.18**	0.24**
impact marginal	0.76%	0.70%	0.93%	0.00%	1.05%	1.40%
Pour info: moyenne de SI dans l'échantillon						
	0.942	0.942	0.942	0.942	0.942	0.942

Instruments de type "classique": log de la population, le log de l'aide engagée dans la santé, et des muettes temporelles. Instruments de type "Tavares", avec comme muettes de proximité: inverse de la distance, religion commune et langue commune, et comme variable d'aide: engagements d'aide à la santé ou décaissements d'aide totale + muettes temporelles. Instruments de type "Guillaumont Laajaj": calculés à partir des engagements d'aide à la santé, par groupe de donateurs: bilatéraux d'Europe, bilatéraux d'Amérique, bilatéraux d'Océanie, bilatéraux d'Asie, et multilatéraux + muettes temporelles. * significatif à 10%; ** 5%; *** 1%.

Tableau A-2. 6 Effet de l'aide affectée à la santé sur la SIJ, avec différentes mesures de l'aide affectée à la santé

Définition aide santé	Aide à la santé au sens strict (niveau 12)					
Aide et dépenses	par habitant			% PIB		
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.03*	0.04*	0.06***	0.03	0.03	0.05*
impact marginal	0.26%	0.35%	0.53%	0.00%	0.00%	0.35%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.15***	0.15***	0.16***	0.27***	0.29***	0.30***
impact marginal	1.32%	1.32%	1.40%	1.91%	2.05%	2.12%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.17***	0.18***	0.16***	0.33**	0.37**	0.38**
impact marginal	1.49%	1.58%	1.40%	2.33%	2.62%	2.69%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.17***	0.17***	0.16***	0.26***	0.28***	0.30***
impact marginal	1.49%	1.49%	1.40%	1.84%	1.98%	2.12%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.10**	0.11**	0.12***	0.19***	0.18***	0.22***
impact marginal	0.88%	0.97%	1.05%	1.34%	1.27%	1.56%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.91	0.91	0.91	0.93	0.93	0.93
Définition aide santé	Aide à la santé primaire au sens strict (niveau 121)					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.05***	0.05***	0.06***	0.04***	0.05***	0.06***
impact marginal	0.44%	0.44%	0.53%	0.28%	0.35%	0.42%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.20***	0.20***	0.20***	0.25***	0.25***	0.23***
impact marginal	1.75%	1.75%	1.75%	1.77%	1.77%	1.63%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.18***	0.19***	0.19***	0.27**	0.27***	0.30***
impact marginal	1.58%	1.67%	1.67%	1.91%	1.91%	2.12%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.16***	0.16***	0.17***	0.20***	0.21***	0.21***
impact marginal	1.40%	1.40%	1.49%	1.41%	1.49%	1.49%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.11***	0.11***	0.13***	0.14**	0.13**	0.16***
impact marginal	0.97%	0.97%	1.14%	0.99%	0.92%	1.13%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.91	0.91	0.91	0.93	0.93	0.93

Tableau A-2. 6. Suite (1)

Définition aide santé	Ressources extérieures à la santé, selon IHME					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	-0.01	-0.01	0.04	-0.03	-0.03	-0.01
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.25***	0.25***	0.32***	0.47	0.54	0.70*
impact marginal	2.19%	2.19%	2.81%	0.00%	0.00%	4.95%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.25**	0.26**	0.31***	-0.10	-0.10	0.09
impact marginal	2.19%	2.28%	2.72%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.10	0.09	0.19***	0.00	0.02	0.16
impact marginal	0.00%	0.00%	1.67%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.08	0.09	0.14**	0.08	0.05	0.05
impact marginal	0.00%	0.00%	1.23%	0.00%	0.00%	0.00%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.91	0.91	0.91	0.93	0.93	0.93
Définition aide santé	Ressources extérieures à la santé, selon OMS					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	-0.02	-0.02	0.01	-0.03	-0.03	-0.02
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	-0.02	-0.04	0.23***	-0.17***	-0.20***	-0.17**
impact marginal	0.00%	0.00%	2.02%	-1.20%	-1.41%	-1.20%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.16*	0.14*	0.32**	-0.22**	-0.27**	-0.19
impact marginal	1.40%	1.23%	2.81%	-1.56%	-1.91%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.04	0.02	0.23**	-0.11**	-0.12**	-0.05
impact marginal	0.00%	0.00%	2.02%	-0.78%	-0.85%	0.00%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	-0.16**	-0.12**	-0.03	-0.29***	-0.30***	-0.31***
impact marginal	-1.40%	-1.05%	0.00%	-2.05%	-2.12%	-2.19%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.91	0.91	0.91	0.93	0.93	0.93

Tableau A-2. 6 Suite (2)

Définition aide santé	Aide santé engagée					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.02	0.01	0.04***	0.01	0.01	0.03**
impact marginal	0.00%	0.00%	0.35%	0.00%	0.00%	0.21%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.24***	0.26***	0.24***	0.25**	0.29**	0.28***
impact marginal	2.11%	2.28%	2.11%	1.77%	2.05%	1.98%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.22**	0.23*	0.23***	0.27**	0.34**	0.29**
impact marginal	1.93%	2.02%	2.02%	1.91%	2.40%	2.05%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.18***	0.18***	0.21***	0.20***	0.23***	0.25***
impact marginal	1.58%	1.58%	1.84%	1.41%	1.63%	1.77%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.20**	0.20***	0.27***	0.21**	0.22**	0.25**
impact marginal	1.75%	1.75%	2.37%	1.49%	1.56%	1.77%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.91	0.91	0.91	0.93	0.93	0.93
Définition aide santé	Aide santé engagée, période précédente					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.00	0.00	0.01	-0.01	-0.01	0.00
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.21%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.02	0.01	0.07**	0.00	-0.02	0.06*
impact marginal	0.00%	0.00%	0.61%	0.00%	0.00%	0.42%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.15	0.17*	0.25**	-0.10	0.13	0.44
impact marginal	0.00%	1.49%	2.19%	0.00%	0.00%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.23***	0.24***	0.32***	0.09	0.10	0.24*
impact marginal	2.02%	2.11%	2.81%	0.00%	0.00%	1.70%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.04	0.05	0.19*	-0.53*	-0.53***	-0.25
impact marginal	0.00%	0.00%	1.67%	-3.75%	-3.75%	0.00%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.91	0.91	0.91	0.93	0.93	0.93

Instruments de type "classique" : log de la population, le log de l'aide engagée dans la santé, et des muettes temporelles. Instruments de type "Tavares", avec comme muettes de proximité : inverse de la distance, religion commune et langue commune, et comme variable d'aide: engagements d'aide à la santé ou décaissements d'aide totale + muettes temporelles. Instruments de type "Guillaumont Laajaj": calculés à partir des engagements d'aide à la santé, par groupe de donateurs : bilatéraux d'Europe, bilatéraux d'Amérique, bilatéraux d'Océanie, bilatéraux d'Asie, et multilatéraux + muettes temporelles. * significatif à 10%; ** 5%; *** 1%.

Tableau A-2. 7 Effet de l'aide affectée à la santé, sur des périodes plus récentes.

Période	1999-2007 - 3 périodes de 3 ans					
Aide et dépenses	par habitant			% PIB		
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	0.02	0.01	0.03***	-0.01	-0.01	0.01
impact marginal	0.00%	0.00%	0.26%	0.00%	0.00%	0.19%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	0.15***	0.14***	0.18***	0.16**	0.19**	0.25***
impact marginal	1.28%	1.19%	1.53%	1.02%	1.22%	1.60%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	<i>pas assez d'observations</i>					
impact marginal	-	-	-	-	-	-
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	0.14***	0.15***	0.18***	0.09*	0.10*	0.15**
impact marginal	1.19%	1.28%	1.53%	0.58%	0.64%	0.96%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	0.03	0.03	0.07	0.07	0.08	-
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.91	0.91	0.91	0.94	0.94	0.94
Périodes	2000-2007 - une période de 8 ans					
Coefficient de l'aide et impact marginal de l'aide sur la santé à la moyenne						
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes</u>						
coef.	-0.09*	-0.15**	-0.09*	-0.09*	-0.15**	-0.09*
impact marginal	-0.76%	-1.26%	-0.76%	-0.76%	-1.26%	-0.76%
<u>Avec l'estimateur des Effets fixes instrumentés</u>						
Instrumentation classique						
coef.	-0.07	-0.11*	-0.07	-0.1	-0.13*	-0.1
impact marginal	0.00%	-0.92%	0.00%	0.00%	-1.09%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec engagements d'aide santé						
coef.	-0.18	-0.27*	-0.17	-0.2	-0.30*	-0.21
impact marginal	0.00%	-2.27%	0.00%	0.00%	-2.52%	0.00%
Instrumentation "Tavares", avec décaissements aide totale						
coef.	-0.18	-0.30**	-0.18	-0.19	-0.31*	-0.2
impact marginal	0.00%	-2.52%	0.00%	0.00%	-2.60%	0.00%
Instrumentation "Guillaumont Laajaj", avec engagements d'aide santé						
coef.	-0.07	-0.08	-0.07	0.04	0.02	0.05
impact marginal	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
Pour info: moyenne de SIJ dans l'échantillon						
	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92	0.92

Instruments de type "classique" : log de la population, le log de l'aide engagée dans la santé, et des muettes temporelles. Instruments de type "Tavares", avec comme muettes de proximité : inverse de la distance, religion commune et langue commune, et comme variable d'aide: engagements d'aide à la santé ou décaissements d'aide totale + muettes temporelles. Instruments de type "Guillaumont Laajaj": calculés à partir des engagements d'aide à la santé, par groupe de donateurs : bilatéraux d'Europe, bilatéraux d'Amérique, bilatéraux d'Océanie, bilatéraux d'Asie, et multilatéraux + muettes temporelles. * significatif à 10%; ** 5%; *** 1%.

Chapitre 3

L'aide extérieure globale améliore-t-elle la santé ? De façon directe ou via une amélioration globale de l'environnement socio-économique ?

Résumé

Dans ce chapitre, nous étudions à nouveau la réduction de la mortalité infanto-juvénile à travers l'aide internationale. Ici, nous élargissons cette étude à l'aide globale et décomposons ses effets sur la santé en deux : un effet direct, étudié dans le chapitre précédent, et un effet indirect, passant par une amélioration globale des variables macroéconomiques, synthétisées ici par la croissance du PIB par habitant. En effet, beaucoup de travaux macro-économétriques ont mis en avant l'impact de l'aide internationale sur la croissance économique. Peu en revanche ont étudié son effet sur la santé des populations. Dans ce chapitre, nous établissons un lien sur l'hypothèse que l'aide internationale peut amener une amélioration de la santé si elle dynamise la croissance des revenus économiques.

Notre étude repose sur un échantillon de 56 pays en développement sur la période 1980-2004. Les effets directs et indirects de l'aide publique au développement sur la santé sont estimés simultanément grâce à l'estimateur SUR. La double causalité est également traitée avec l'estimateur 3SLS.

Les résultats sont très hétérogènes, mais il semblerait que l'amélioration de la santé induite par l'aide passe essentiellement par les activités axées sur la santé. Une tendance inverse est cependant observée dans les pays d'Afrique subsaharienne, où les effets positifs de l'aide sur la santé passeraient principalement par la croissance économique.

1. Introduction

L'aide internationale constitue l'un des moyens proposés pour atteindre les objectifs du millénaire pour le développement, et, par là, pour réduire la mortalité des enfants. Il est en effet clairement admis que ces objectifs ne seront pas atteints sans une amélioration de l'aide, tant d'un point de vue quantitatif des moyens mobilisés que dans le niveau de qualité des actions entreprises (Radelet 2004, Nations Unies 2005). La communauté internationale s'est engagée à doubler les montants d'aide qu'elle verse aux pays en développement, une partie de cette aide ayant pour objectif d'améliorer leurs systèmes de santé. Cette amélioration est nécessaire au développement de ces pays. Mais que sait-on réellement de l'impact de l'aide publique au développement sur la santé ?

Au niveau macroéconomique, beaucoup de travaux empiriques ont étudié l'impact de l'aide internationale sur la croissance économique. Peu en revanche ont étudié son impact sur la santé des populations bénéficiaires. Dans ce chapitre, nous nous intéressons aux effets de l'aide publique au développement sur la santé. Plus particulièrement, nous voulons identifier les canaux par lesquels transitent ces effets et dans quelle mesure : nous souhaitons estimer les effets directs de l'aide sur la santé, ainsi que les effets indirects, c'est-à-dire ceux qui passent par un meilleur environnement macroéconomique. En effet, le rythme de réduction de la mortalité des enfants est en grande partie déterminé par l'évolution de l'environnement macroéconomique (cf. chapitre 1). Il nous semble alors intéressant de voir à quel point le coup de pouce à la croissance économique effectué par l'aide est important dans la réduction de la mortalité.

Le chapitre est organisé de la manière suivante. La section 2 présente une brève revue de la littérature des effets de l'aide internationale sur la croissance économique des pays bénéficiaires. La section 3 expose la méthode et les données de l'analyse menée sur les effets directs et indirects de l'aide sur la santé. Les résultats des estimations sont décrits en section 4. Enfin, la dernière section synthétise et apporte des éléments de conclusion.

2. Littérature sur l'efficacité de l'aide sur la croissance économique

Les recherches sur l'efficacité de l'aide se sont toujours très largement portées sur sa capacité à dynamiser la croissance économique. Après le développement des modèles « two-gap » (Chenery et Strout 1966) dans les années 1960, le débat s'était essoufflé. Il a été relancé, à la fin des années 1990, lorsque Burnside et Dollar (1997, 1998, 2000) ont fait état, dans des publications de la Banque Mondiale, de résultats pouvant apparaître embarrassants. En effet, selon ces auteurs, l'aide n'est efficace que si les politiques économiques du gouvernement bénéficiaire sont de « bonne qualité ». Ils suggèrent ainsi aux bailleurs de fonds d'allouer leur aide en fonction de l'adoption de « bonnes politiques » par les pays pauvres. Cependant, leur définition de « qualité de politique » est critiquable, et ne suscite pas l'unanimité. Par ailleurs, il n'est pas aussi aisé pour un gouvernement faiblement doté en infrastructures et en institutions, de mettre en œuvre de « bonnes politiques », quelle qu'en soit la définition. C'est ainsi qu'une partie de la communauté internationale des économistes s'est mobilisée pour apporter d'autres recommandations. Les études et concepts sont riches et divers, mais, d'une manière générale, ce pan de la littérature établit que l'efficacité de l'aide sur la croissance économique ne dépendrait pas seulement de la politique du pays bénéficiaire.

2.1 L'origine du débat

Les recherches de la Banque Mondiale sur l'efficacité de l'aide conditionnée par la gouvernance trouvent leur origine dans les travaux de Burnside et Dollar (1997, 1998, 2000) et sont reprises dans l'ouvrage *Assessing Aid* (Banque Mondiale 1998), dans lequel, sur 56 pays en développement et 6 périodes entre 1970 et 1990, la relation simple entre aide et croissance économique apparaît très faible. En revanche, lorsque l'aide est associée à une bonne gestion des affaires publiques, cette relation apparaît comme significative. Ainsi, selon eux, dans des pays ayant une mauvaise politique économique⁶⁹, une augmentation de 1% du PIB de l'aide publique au développement entraîne une réduction de la croissance de 0.3 point de pourcentage ; elle entraîne une augmentation significative

⁶⁹ L'indicateur utilisé pour modéliser la « bonne politique » dans Burnside et Dollar (1997, 1998, 2000) et dans *Assessing Aid* (Banque Mondiale 1998) est un indicateur composé de l'inflation, du surplus budgétaire, de l'ouverture commerciale (Sachs et Warner 1995) et de la qualité institutionnelle (Knack et Keefer 1995).

de la croissance de 0.5 point de pourcentage dans un pays ayant une bonne gestion économique. Ils concluent alors que l'aide n'est efficace que si elle est allouée aux pays pauvres ayant de bonnes politiques. En conséquence, pour maximiser l'efficacité de l'aide, les donateurs devraient conditionner leurs déboursments à de bonnes cotes de politiques et institutions (Collier et Dollar 1999, 2001, 2002).

Malgré les nombreux doutes qui ont émergé du second pan de la littérature, cette recommandation est encore aujourd'hui très largement mise en œuvre par la Banque Mondiale, et influence encore beaucoup les donateurs bilatéraux et multilatéraux dans leurs politiques d'aide (Dollar et Levin 2005).

2.2 Les multiples critiques

Pourtant, pléthore de travaux macroéconomiques ont rejeté les conclusions précédentes et appellent à d'autres recommandations.

Premièrement, comme noté plus haut, la définition de la qualité des politiques n'est pas exempte de critiques : dans les contributions de Burnside et Dollar (1997, 1998, 2000), cette définition se restreint à quatre critères (inflation, surplus budgétaire, ouverture commerciale et qualité de gestion des institutions) ; dans celles de Collier et Dollar (1999, 2001, 2002), la notion de qualité gouvernementale est plus riche, mais elle est aussi plus subjective⁷⁰, et est très « axée Banque Mondiale ». Or, l'utilisation d'un autre indice de qualité de politique ou d'institutions peut apporter des résultats différents (Amprou et Chauvet 2007).

En second lieu, l'aide peut alléger la charge des gouvernements et ainsi soutenir des réformes politiques et institutionnelles. Cet aspect-là est négligé dans les recherches de Burnside, Collier et Dollar. D'ailleurs, Lensink et White (2000) ainsi que Guillaumont (1999) indiquent que le coefficient positif du terme interactif *Aide * Qualité de la politique* peut effectivement signifier que l'impact de l'aide augmente avec la qualité de la politique, mais cela peut également indiquer que l'impact de la politique sur la croissance

⁷⁰ Collier et Dollar (1999, 2001, 2002) approximent la qualité des politiques par l'indice CPIA (évaluation des politiques et institutions des pays) qui reflète les opinions de la Banque Mondiale.

augmente avec la quantité de l'aide : l'aide soutiendrait alors effectivement les réformes économiques.

Mises à part ces critiques, la majorité des études concluent sur l'efficacité de l'aide pour stimuler la croissance économique, sans condition de « bonne » ou « mauvaise » politique. Hansen et Tarp (2000) trouvent que l'aide est efficace pour améliorer les performances économiques, même si les pays font face à un environnement politique défavorable. Par conséquent, selon eux, la perception selon laquelle l'aide est inefficace vient d'études influentes qui ne sont pas soutenues par la majorité. D'une manière générale, on peut classer les différentes études prolongeant le courant Banque Mondiale en trois catégories (Guillaumont 2009).

Premièrement, certaines études empiriques coupent l'échantillon en des groupes de pays plus homogènes, ce qui permet par exemple de focaliser l'analyse sur les pays à faible revenu (Ram 2004). La deuxième catégorie d'études prend en compte la possibilité de rendements décroissants de l'aide : à partir d'un certain montant d'aide reçue, celle-ci exercerait un effet négatif. Nombreux sont les arguments allant dans ce sens. Ainsi, Hadjimichael et al. (1995), Durbarry et al. (1998) ou Heller et Gupta (2002) parlent de problèmes liés au « syndrome hollandais » et/ou de capacités d'absorption limitées : il s'agit des problèmes de gestion de l'aide, de la baisse d'incitation à la collection de ressources alternatives, d'opportunités de corruption, etc. A cet égard, Dalgaard et Hansen (2000) et Hansen et Tarp (2000, 2001) introduisent dans leurs modèles la variable d'aide élevée au carré : leurs résultats suggèrent un impact positif de l'aide sur la croissance, cependant amoindri par un « trop-plein » d'aide. A côté, d'autres études ont trouvé qu'un minimum d'aide était nécessaire pour montrer un effet significatif sur la croissance. Par exemple, Gomanee et al. (2003), à partir de régressions avec seuil, trouvent que l'aide stimule la croissance économique lorsque le rapport de l'aide sur le PIB est supérieur à 2%, ce qui a plutôt tendance à soutenir la théorie du Big Push.

Enfin, la troisième catégorie d'études suggère que l'efficacité de l'aide est conditionnelle, qu'elle dépend d'une ou plusieurs variables. Par exemple, Lensink et Morrissey (1999, 2006) montrent que l'instabilité de l'aide a un effet négatif sur l'efficacité de l'aide sur la croissance économique, car les pays receveurs ne peuvent pas prévoir leurs ressources budgétaires et par conséquent ne peuvent pas émettre des projets

de dépenses pour l'avenir. Par ailleurs, les études de Chauvet et Guillaumont (2001, 2008) et Collier et Dehn (2001) prennent en compte la vulnérabilité macroéconomique des pays receveurs et proposent un effet compensateur de l'aide lors de l'apparition de chocs négatifs ou d'instabilité. L'aide est donc efficace lorsqu'elle est associée à un environnement vulnérable. Nous reviendrons sur ce dernier point dans la partie 3 de la thèse.

2.3 Les analyses synthétiques

La littérature étudiant l'efficacité de l'aide est importante et souvent non consensuelle. Une revue exhaustive de la littérature sur le sujet a été effectuée par Amprou et Chauvet (2004, 2007). D'autres auteurs sont allés plus loin, en analysant et comparant les diverses méthodes d'estimation, avec les différentes bases de données utilisées dans cette littérature. Cela permet de faire émerger un point de vue critique et synthétique sur l'efficacité de l'aide et sur les études empiriques portant sur ce sujet. Par exemple, Roodman (2004, 2007) a comparé des études influentes, a testé les différents échantillons, méthodes, variables, etc., et les a ainsi classées en cinq catégories. Les études de Burnside et Dollar (2000, 2004), et Collier et Dollar (2002, 2004) se retrouvent ainsi dans le groupe des « études faibles », i.e. dont les résultats ne sont pas robustes, car leur variable interactive *Aide x Politique économique* perd sa significativité dans tous les tests menés. En revanche, toujours selon Roodman (2004, 2007), les résultats empiriques les plus cohérents sont ceux obtenus par Hansen et Tarp (2000, 2001) et Dalgaard et al. (2004) qui passent avec succès la quasi-totalité des tests : ainsi, l'aide résulterait en moyenne en un effet positif sur la croissance, avec cependant une efficacité moindre pour les pays se situant entre les deux tropiques (Dalgaard et al. 2004). Des méta-analyses plus substantielles ont été menées par Doucouliagos et Paldam (2005a, 2005b, 2006, 2009). Ils ont comparé près de cent études et leurs différentes estimations économétriques. Ils concluent en un effet positif, quoique non significatif, de l'aide sur la croissance, c'est-à-dire en un effet moyen nul de l'aide.

Dans l'analyse présentée dans ce chapitre, nous supposons que l'aide peut permettre d'améliorer la croissance économique, que ce soit sous certaines conditions ou pas. Par

conséquent, le revenu par habitant étant un facteur très robuste de la santé des populations (cf. chapitre 1), on peut d'ores et déjà supposer que cette augmentation du revenu aura un impact sur l'amélioration de l'état de santé des populations défavorisées. C'est ce que nous tentons de vérifier dans l'analyse empirique qui suit.

3. Méthode et données

L'aide a un effet direct sur la santé des enfants car une partie de cette aide permet de financer des activités améliorant la santé (cf. chapitre 2). On peut également supposer que l'aide publique au développement a un effet indirect sur la santé, c'est-à-dire que l'aide va améliorer d'une manière générale l'ensemble de l'environnement, ce qui va engendrer par ce biais une amélioration de la santé. En effet, un meilleur environnement économique permet une meilleure santé en général. L'idée ici est de tester les deux effets que l'aide a sur la santé, et ce, de façon simultanée.

3.1 Définition de la variable à estimer

Nous étudions l'impact de l'aide publique au développement sur la santé des populations. Comme il est souligné dans le chapitre précédent, le taux de mortalité infanto-juvénile est un indicateur reflétant bien les problèmes de santé d'un pays. Nous retenons donc ici comme indicateur la survie infanto-juvénile, plutôt que la mortalité infanto-juvénile, de sorte qu'un accroissement de l'indicateur reflète une amélioration. L'indicateur de survie infanto-juvénile étant borné asymptotiquement du fait de limites physiques, et parce qu'une augmentation de cet indicateur ne représente pas la même performance selon que son niveau initial est faible ou élevé, la meilleure forme fonctionnelle à examiner est celle où la variable est exprimée en logit (Grigoriou 2005) :

$$(3.1) \quad \text{Logit}(\text{SIJ}_{it}) = \text{Ln} \left(\frac{\text{SIJ}_{it}}{1 - \text{SIJ}_{it}} \right)$$

où : i = pays i , t = période t

Cette variable est calculée à partir de données quinquennales du taux de mortalité infanto-juvénile. Nous utilisons les données de l'UNICEF (Nations Unies 2008). Ce sont des données annuelles, disponibles seulement une à deux fois tous les cinq ans. Traitées de façon quinquennale, elles permettent d'avoir des données récentes, allant de 1960 à 2004.

3.2 Définitions des variables d'intérêt

La variable d'aide étrangère

Selon les études, il existe quelques différences en ce qui concerne la définition de l'aide. Ainsi, Burnside et Dollar (1998), Collier et Dehn (2001) et Dalgaard et al. (2004) utilisent l'« aide effective au développement » (« Effective Development Assistance ») calculée par Chang et al. (1998, 2002) ; celle-ci représente la somme des dons et de l'équivalent-don des prêts, ce dernier étant mesuré en tenant compte du taux d'intérêt. Cette mesure est critiquable dans le sens où elle ne reflète pas le bénéfice potentiel des flux d'aide reçus par le pays en développement à une période donnée (Chauvet et Guillaumont 2001). Ainsi, beaucoup d'études préfèrent utiliser l'aide publique au développement telle qu'elle est calculée par le Comité d'Aide au Développement (OCDE). Cette mesure prend en compte les dons publics ainsi que les prêts publics, à condition qu'ils aient un élément de libéralité au moins égal à 25 pour cent⁷¹ ; les dons et les prêts ayant tous deux un objectif de développement.

Dans cette étude, nous utilisons l'aide publique au développement nette⁷² rapportée au PIB, comme dans la plupart des études. On l'utilise aussi rapportée à la population, de sorte à obtenir les flux d'aide reçus par habitant (proposition de Roodman 2008). Nous utilisons également, comme alternative, ces deux mesures soustraites de la coopération technique. En effet, les sommes relatives à la coopération technique sont incluses dans les mesures d'aide publique au développement ; néanmoins, elles sont incluses de manières différentes selon les bailleurs de fonds. Ainsi, la France inclut les « frais d'écologie^{73,74} » alors que la Grande-Bretagne ne les inclut pas. Pour obtenir des mesures de l'aide

⁷¹ L'« élément de libéralité » correspond au caractère de faveur des flux, i.e. à l'élément-don de ces flux. Cet élément-don est calculé à partir du taux d'intérêt du prêt, de sa maturité et du délai imposé pour le premier remboursement. Si le taux d'intérêt est inférieur à celui du marché, alors on peut considérer que le prêt a une partie concessionnelle, favorable au pays receveur. Pour faciliter ses calculs, le CAD a « fixé » le taux du marché à 10%. Ainsi, pour le CAD, le degré de concessionnalité est de zéro pour un prêt dont le taux d'intérêt est de 10%, et il est de 100% pour un don (Source : CAD).

⁷² La variable d'aide publique au développement nette est tirée du CAD et représente les dons et prêts concessionnels reçus, nets des remboursements du principal (les intérêts ne sont pas pris en compte).

⁷³ Les frais d'écologie font référence aux bourses d'études versées par les bailleurs de fonds à des personnes issues des pays en développement venant étudier dans le pays donateur.

⁷⁴ Ces frais constituent en outre une part non négligeable : environ 10% de l'aide publique au développement française (Source : CAD).

« harmonieuses » entre les différents bailleurs de fonds, pour tester la robustesse de notre analyse, nous retirons le montant de coopération technique à l'aide publique au développement nette⁷⁵.

Notre étude portant sur les bénéfices sur la santé que l'aide peut apporter, nous souhaitons utiliser également comme mesure l'aide affectée à la santé⁷⁶, uniquement pour mesurer les effets dits « directs » de l'aide sur la santé. Cette mesure est tirée de la base SNPC du CAD (2009), et, comme vu dans le chapitre précédent, les valeurs ne sont fiables qu'à partir de la fin des années 1990. Pour robustesse, nous utilisons également la variable d'aide développée par l'IHME (2009), fournie à partir de 1990.

L'effet direct de l'aide sur la santé est analysé dans un premier temps sur la période 1980-2004 avec l'aide publique au développement globale nette, puis sur la plus courte et plus récente période 1996-2007 avec l'aide affectée à la santé des bases SNPC et IHME.

La variable intermédiaire

L'autre variable d'intérêt est la variable intermédiaire, celle par laquelle l'aide a un effet indirect sur la santé. La variable qui nous paraît synthétiser le mieux l'amélioration de l'environnement macro-économique est la croissance économique du PIB par habitant. En effet, le PIB se définit comme la création de richesse dans un pays donné au cours d'une année donnée par les agents résidents. Le PIB paraît plus approprié que le PNB car il prend en compte la création de richesse à l'intérieur du territoire plutôt que celle des agents nationaux vivant à l'intérieur ou pas du territoire. Pour évaluer la richesse, on utilise également souvent le revenu national brut (RNB) qui fournit une mesure des revenus monétaires acquis durant l'année par les ressortissants d'un pays. Mais c'est là un indicateur relativement peu différent de celui du PNB.

⁷⁵ Nous notons cependant que la coopération technique inclut des éléments importants et susceptibles d'améliorer considérablement la situation sanitaire, comme par exemple les experts expatriés qui agissent sur place.

⁷⁶ Nous utilisons ici comme mesure les décaissements d'aide affectée à la santé au sens large, i.e. affectée aux secteurs de la santé, de l'eau et des sanitaires et de la population (Source : SNPC).

Les critiques vis-à-vis de ces indicateurs économiques classiques sont nombreuses. Ainsi, même si le PIB par habitant est souvent traité comme une mesure du bien-être, il est largement admis que ce n'en est qu'une mesure très approximative (cf. Rapport de la Commission Stiglitz 2009). Tout d'abord, le PIB se concentre sur la production et sur la consommation marchande, et ne prend pas en compte la richesse en stock. Dès lors, une catastrophe naturelle qui détruit de la richesse va pourtant contribuer au PIB à travers l'activité de reconstruction. Aussi, le PIB ne prend pas en compte les externalités négatives de la production, comme les dégâts causés à l'environnement, les prélèvements sur le patrimoine, etc., qui affectent pourtant le bien-être des populations. De même, les services publics, comme l'éducation ou la santé, ne sont pas bien évalués, et reposent généralement sur les intrants utilisés pour produire ces services. Enfin, le PIB prend peu en compte l'économie informelle ou l'économie domestique, lesquelles pouvant pourtant contribuer au bien-être de la population⁷⁷. Plusieurs mouvements ont remis en cause l'usage du PIB, PNB ou RNB pour approximer le niveau de vie, avant la Commission Stiglitz. Le PNUD a notamment proposé plusieurs indicateurs de développement socio-économique multidimensionnels, tels que l'indice de développement humain (IDH), qui combine trois facteurs : l'espérance de vie à la naissance, le niveau d'instruction mesuré par le taux d'alphabétisation et le taux brut de scolarisation, ainsi que le PIB par habitant en parité de pouvoir d'achat. L'IDH classe ainsi les pays en établissant une moyenne normalisée de ces trois facteurs.

L'IDH est une mesure intéressante pour mesurer le niveau de développement socio-économique d'un pays. Cependant, il ne convient pas très bien à notre analyse. Dans un premier temps, un des sous-indices qui le composent est relatif à la santé. Or nous souhaitons ici identifier les effets directs et indirects de l'aide sur la santé. Par ailleurs, l'IDH classe les pays à un moment donné : il manque de dimension temporelle. Ainsi, entre deux dates, un pays peut observer une amélioration de classement, sans pour autant observer une amélioration de son bien-être. Enfin, les données relatives à l'IDH ne remontent pas si loin que celle du PIB, et, surtout, la méthodologie de calcul de l'IDH a évolué plusieurs fois au cours des années, ce qui rend impossible la comparaison de

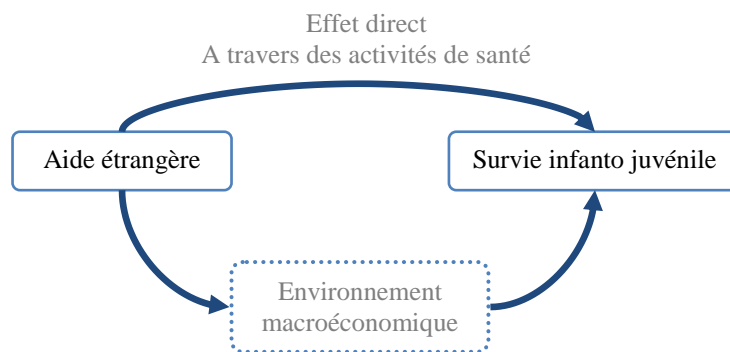
⁷⁷ Pour une liste plus exhaustive des critiques apportées au PIB, se référer au Rapport de la Commission Stiglitz (2009).

l'indicateur dans le temps sans recalculer pour chaque année l'IDH selon une méthode harmonisée. C'est pour toutes ces raisons que nous préférons utiliser la croissance du PIB pour approximer l'amélioration de l'environnement socio-économique.

3.3 Estimer les effets directs et indirects de l'aide sur la SIJ

Nous développons un modèle permettant de tenir compte de l'effet direct de l'aide sur la santé mais aussi de son effet passant par l'amélioration de l'environnement économique, tel que décrit par la Figure 3. 1.

Figure 3. 1 Les effets directs et indirects de l'aide étrangère sur la SIJ



Source : Auteur.

Le modèle à estimer est le suivant :

$$(3. 2) \quad \begin{cases} (A) \text{ Logit (SIJ)}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Aide}_{it} + \alpha_2 \cdot \text{PIB}_{it} + \alpha_3 \cdot \text{W}_{it} + \mu_i + t + \varepsilon_{it} \\ (B) \text{ Croissance(PIB)}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Aide}_{it} + \beta_2 \cdot \text{X}_{it} + \mu_i + t + \eta_{it} \end{cases}$$

L'équation (A) reprend le modèle vu dans le chapitre précédent : on estime l'effet direct de l'aide sur la survie infanto-juvénile. Dans le chapitre précédent, la variable d'aide correspond à l'aide affectée à la santé, de la base SNPC (2009). Cependant, pour disposer d'une profondeur temporelle plus importante, nous utilisons dans un premier temps l'aide globale, de la base CAD (2009). L'aide affectée à la santé est utilisée par la suite, pour compléter l'analyse. La variable d'aide est exprimée par habitant ou en pourcentage du PIB, en logarithme.

La variable PIB_{it} représente le revenu par habitant, elle est aussi exprimée en logarithme. Cela permet d'estimer l'impact marginal du revenu par tête sur la survie des enfants. W_{it} représente un vecteur de variables de contrôles utilisés dans le chapitre précédent : l'éducation des femmes ainsi que le coefficient de Gini sont considérés. Les dépenses publiques de santé ne sont pas introduites dans l'analyse principale, i.e. dans les estimations sur la période 1980-2004 car nous ne disposons des données qu'à partir de 1995 seulement⁷⁸. Enfin, afin de contrôler pour les effets du temps et de la région, nous introduisons des variables muettes temporelles et régionales (Afrique subsaharienne, Amérique Latine, Pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord, Pays d'Asie du Sud, et Pays d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale). Le terme d'erreur est stocké dans ε_{it} .

L'équation (B) reprend un modèle de croissance classique, auquel nous ajoutons l'aide globale nette, par habitant ou en pourcentage du PIB, en logarithme. Ainsi, nous estimons l'efficacité de l'APD sur la croissance économique. X_{it} représente un vecteur de variables de contrôle usuelles dans les modèles de croissance. Son contenu est inspiré de la littérature sur l'efficacité de l'aide sur la croissance (Burnside et Dollar 1997, Hansen et Tarp 2001, Chauvet et Guillaumont 2001, Dalgaard et al. 2004) et des modèles de croissance (Barro 1998). Sont incluses dans ce vecteur : le PIB par habitant initial, qui joue un rôle négatif sur la croissance économique, selon la théorie de la convergence ; le taux de croissance de la population, car plus il est important, plus les investissements se font au détriment de la productivité individuelle ; le taux d'inflation annuel, qui est généralement considérée comme un coût pour la croissance ; les dépenses gouvernementales en pourcentage du PIB, qui observent généralement un coefficient négatif sur la croissance économique, du fait de leur caractère non productif ; le rapport de monnaie et quasi-monnaie (M2) sur PIB, qui permet d'approximer le ratio d'investissement et le déficit budgétaire en pourcentage du PIB. Des variables muettes temporelles et régionales sont également introduites pour contrôler pour les effets fixes et temporels. Le terme d'erreur est stocké dans η_{it} .

⁷⁸ Les dépenses publiques de santé sont en revanche incluses comme variable de contrôle (dans le vecteur W_{it}) dans les estimations complémentaires, qui remplacent l'aide globale par l'aide affectée à la santé dans l'équation de survie : ces estimations complémentaires couvrent la période 1996-2007 et sont discutées ultérieurement.

Le coefficient β_1 du modèle (B) et le coefficient α_2 du modèle (A) permettent de calculer l'effet de l'aide sur la santé passant par une amélioration globale de l'environnement macroéconomique : l'hypothèse est que l'aide permet d'augmenter la croissance du PIB par habitant (β_1), qui lui-même permet de faire progresser la survie (α_2). L'effet direct de l'aide sur la santé est quant à lui capté par le coefficient α_1 du modèle (A).

Afin de ne pas souffrir d'une possible autocorrélation des erreurs, nous estimons les deux modèles du système en simultanément, avec l'estimateur *SUR*. Par ailleurs, nous traitons autant que possible l'endogénéité de l'aide avec l'estimateur *3SLS* et des instruments utilisés appropriés.

3.4 Le traitement de l'endogénéité de l'aide

Comme nous l'avons développé plus haut, l'aide se dirige principalement vers les pays dont le niveau de santé est le plus faible (Tavares 2003, Rajan et Subramanian 2005). On attend donc une corrélation négative entre l'aide et la SIJ qui reflète la « causalité SIJ vers Aide » : plus le taux de survie est faible, plus l'aide attribuée est élevée. Or, ce que nous souhaitons évaluer ici, c'est la « causalité Aide vers SIJ » : est-ce que l'aide permet d'augmenter le taux de survie ? De la même manière, il y a double causalité entre la croissance économique et l'aide. L'effet positif de l'aide, que ce soit sur la survie ou sur la croissance, est sous-évalué si nous n'isolons pas les composantes exogènes de l'aide : cet isolement permet d'atténuer les effets dus à la « causalité SIJ vers Aide » et à la causalité « Croissance économique vers Aide ».

Il est donc conseillé de trouver de bons instruments de l'aide, c'est-à-dire des variables qui expliquent le niveau de l'aide mais qui n'ont aucun effet direct sur la SIJ ou sur la croissance économique. Le travail de réflexion mené à cet égard est développé dans le chapitre précédent. Nous reprenons ici des instruments du même type.

La première batterie d'instruments, dite « classique », est basée uniquement sur des caractéristiques des pays receveurs : la variable d'aide retardée ainsi que le logarithme de la population sont introduits dans les estimations en tant qu'instruments.

La deuxième batterie est du type « Tavares ». En 2003, Tavares initie une prise en compte de l'évolution des flux d'aide distribués par les gros bailleurs de fonds et par la proximité qui existe entre ces bailleurs de fonds et les pays bénéficiaires. Il arrive à ce type d'instruments :

$$(3.3) \quad \text{Inst}_{P_{it}} = \sum_j \text{AideVersée}_{jt} * P_{ijt}$$

où $\text{Inst}_{P_{it}}$ est l'instrument relatif à l'indice de proximité P

P_{ijt} représente la proximité entre le pays receveur i et le bailleur de fonds j au temps t

AideVersée_{jt} correspond au montant total d'aide distribuée par le bailleur de fonds j au temps t

Dans notre batterie d'instruments de type « Tavares », les indices de proximité utilisés sont une muette « langue officielle commune » (Source: CIA 2006), une muette « religion majeure commune » (Source: La Porta et al. 1999), ainsi que l'inverse de la distance géographique, en kilomètres (Source: CIA 2006). Nous utilisons les données d'aide versée globale de tous les bailleurs de fonds bilatéraux membres du CAD : Autriche, Belgique, Danemark, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Suède, Suisse, Royaume-Uni, Finlande, Irlande, Luxembourg, Grèce, Espagne, Canada, Etats-Unis d'Amérique, Japon, Australie, Nouvelle-Zélande.

La troisième et dernière batterie d'instruments que nous utilisons, dite « Guillaumont Laajaj » est basée sur le même concept. Considérant que les muettes de proximité ne sont pas de très bons instruments puisque invariables dans le temps, Guillaumont et Laajaj (2006) mesurent la proximité par une variable reflétant le pourcentage d'APD reçue par le bailleur de fonds j par rapport au montant total d'APD reçue par le pays bénéficiaire i à la période $t-1$. Nous utilisons les données d'aide versée totale des plus gros bailleurs de fonds : la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, le Canada, les Etats-Unis, et le Japon⁷⁹.

⁷⁹ Pour une discussion davantage argumentée sur les instruments, voir Chapitre 2 section 3.2, pages 72-78.

4. Résultats

4.1 Statistique descriptive

L'analyse économétrique est menée dans un premier temps sur un échantillon de 56 pays en développement et en transition, pour cinq périodes quinquennales entre 1980 et 2004. Le petit nombre de pays s'explique par le fait que les estimations en simultané de plusieurs équations sont exigeantes en données : seuls ces 56 pays (Tableau 3. 1) disposent de données pour toutes les variables du modèle à estimer. Parmi ceux-ci, 22 pays sont d'Afrique subsaharienne. Le panel est quasi-cylindré sur les 5 périodes.

Tableau 3. 1 Liste des pays de l'échantillon

Afrique du Sud	Congo, Rép. Dém.	Kenya	Philippines
Algérie	Costa Rica	Lesotho	Rwanda
Argentine	Dominicaine, Rép.	Liberia	Salvador
Bangladesh	Egypte	Malawi	Sénégal
Bolivie	Equateur	Maurice	Sierra Leone
Botswana	Gambie	Mexique	Sri Lanka
Brésil	Ghana	Népal	Swaziland
Burundi	Guatemala	Niger	Thaïlande
Cameroun	Haïti	Ouganda	Togo
Centrafricaine, Rép.	Inde	Pakistan	Tunisie
Chili	Indonésie	Panama	Turquie
Chine	Iran	Papouasie N-Guinée	Uruguay
Colombie	Jamaïque	Paraguay	Venezuela
Congo, Rép.	Jordanie	Pérou	Zambie

Le Tableau 3. 2 présente la description statistique des séries de cet échantillon. On observe notamment une grande hétérogénéité concernant les niveaux d'aide totale nette reçue. Le maximum observé est à environ 400 dollars en moyenne par habitant, pour la Jordanie entre 1980 et 1984, et à 38% du PIB, pour la Gambie entre 1985 et 1989, alors que les minima sont presque nuls (Iran entre 1980 et 1989, Mexique entre 2000 et 2004). De même, le niveau de revenu varie entre 314 dollars en parité de pouvoir d'achat (PPA) par an et par personne, pour la République Démocratique du Congo entre 1995 et 1999, et

11 005 dollars PPA, pour le Chili entre 2000 et 2004. Aussi, les niveaux de croissance annuels montrent une hétérogénéité très importante : on passe de -12% à +9% dans le même échantillon.

Enfin, concernant le taux de survie infanto-juvénile, le minimum est observé pour la Sierra Leone entre 1980 et 1984 où il est de 670 pour mille, alors que d'autres pays de l'échantillon observent une survie de quasiment 100%. On note cependant que la variabilité temporelle intra-pays est relativement faible par rapport à la variabilité inter-pays.

Tableau 3. 2 Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Ecart-type	Ecart-type inter	Ecart-type intra	Min	Max
APD Tot., Nette, par hab.	39.87	47.68	39.25	23.99	0.48	410.50
APD Tot., Nette, % PIB	5.09	6.73	7.28	2.76	-0.02	37.75
Croissance du PIB par hab.	0.99	3.14	2.64	2.18	-11.90	9.39
PIB par habitant, en PPA	3931.71	2817.02	2757.29	711.40	314.41	11005.71
SIJ	0.91	0.07	0.07	0.02	0.67	0.99
Coefficient de Gini	45.81	9.06	8.67	2.97	28.65	63.16
Education des femmes	3.65	2.43	2.35	1.12	0.10	16.52
Taux de vaccination DPT	67.94	22.81	18.88	14.79	5.25	98.80
Taux d'inflation annuel	0.42	1.89	1.20	1.51	0.00	23.38
Surplus budgétaire, % PIB	-2.54	3.70	2.78	2.50	-14.00	16.18
Population, tx de croissance	2.2%	0.9%	0.7%	0.5%	0.1%	5.9%
M2 initial, % PIB	34.89	22.74	20.38	9.91	4.26	126.80
Dép. gouv., % PIB	13.22	4.97	4.44	2.41	4.10	39.88

Détail des variables.

APD Total, Nette, par hab.

Aide Publique au Développement, totale (y.c. coop. tech.) et nette des remboursements, par habitant, exprimée en dollars constants. Source : CAD (2009).

APD Total, Nette, % PIB

Aide Publique au Développement, totale (y.c. coop. tech.) et nette des remboursements, exprimée en pourcentage du produit intérieur brut. Source : CAD (2009).

Croissance du PIB par hab.

Taux de croissance annuel du produit intérieur brut par habitant, en dollars constants. Exprimé en pourcentage. Calculé par l'auteur.

PIB par habitant, en PPA

Produit intérieur brut par habitant, exprimé en dollars internationaux, i.e. en parité de pouvoir d'achat, Source : WDI (2008).

SIJ

Survie infanto-juvénile, en pour milliers. Elle est obtenue à partir du taux de mortalité infanto-juvénile (SIJ=1-MIJ), Source : Nations Unies (2008).

Coefficient de Gini

Source : PovcalNet (2009), Chen et Ravallion (2008).

Education des femmes

Nombre d'années passées à l'école chez les femmes de 25 ans et plus. Source : Barro Lee (2000).

Taux de vaccination DPT

Pourcentage d'enfants âgés entre 12 et 23 mois vaccinés contre la diphtérie, la coqueluche et le tétanos. Source : WDI (2008).

Taux d'inflation annuel

Calculé par l'auteur à partir de l'indice des prix à la consommation de source WDI (2008).

Surplus budgétaire, % PIB

Il s'agit des revenus (y.c. dons) moins les dépenses et les acquisitions nettes d'actifs non financiers. C'est exprimé en pourcentage du PIB. Source : WDI (2008).

Population, taux de croissance

Taux de croissance annuel de la population, calculé par l'auteur, à partir de la population, de source WDI (2008).

M2 initial, % PIB

Monnaie et quasi-monnaie en pourcentage du PIB. Source : WDI (2008).

Dép. gouv., % PIB

Consommation finale du gouvernement général : dépenses courantes pour des achats de biens et services (y.c. indemnités des employés) ; exprimé en pourcentage du PIB. Source : WDI (2008).

4.2 Estimations économétriques

Efficacité de l'aide globale sur la croissance

Dans un premier temps, nous estimons l'équation de croissance, i.e. l'équation (B) du système (3. 3). Le Tableau 3. 3 présente les résultats obtenus en *Effets fixes*, à partir de l'échantillon incluant le maximum d'observations (colonnes 1 et 2), puis à partir de l'échantillon restreint aux observations disponibles lorsqu'on estime le système complet (colonnes 3 et 4).

Tableau 3. 3 Effet de l'aide globale sur la croissance économique.

Echantillon	total		restreint	
	1	2	3	4
no. de colonne				
APD tot, net, par hab. (ln)	0.87*		0.79	
	<i>2.22</i>		<i>1.51</i>	
APD tot, net, %PIB (ln)		-0.03		-0.19
		<i>0.09</i>		<i>0.48</i>
Taux d'inflation annuel	-0.41***	-0.40***	-0.39***	-0.38***
	<i>5.90</i>	<i>5.94</i>	<i>6.84</i>	<i>6.95</i>
Surplus/déficit budget (%PIB)	0.03	0.04	0.17**	0.20**
	<i>0.88</i>	<i>1.12</i>	<i>2.39</i>	<i>2.67</i>
Croissance population	5.02	6.28	-11.50	-4.30
	<i>0.15</i>	<i>0.18</i>	<i>0.19</i>	<i>0.07</i>
M2/PIB, initial	0.02	0.02	0.02	0.02
	<i>1.31</i>	<i>1.56</i>	<i>1.35</i>	<i>1.42</i>
Dép.gov./PIB	-0.09	-0.07	0.00	0.04
	<i>1.20</i>	<i>1.02</i>	<i>0.05</i>	<i>0.55</i>
PIB par habitant, initial	-0.00***	-0.00***	-0.00***	-0.00***
	<i>5.90</i>	<i>6.74</i>	<i>3.01</i>	<i>4.19</i>
Constante	2.42	5.55***	1.78	5.06**
	<i>1.36</i>	<i>4.12</i>	<i>0.60</i>	<i>2.20</i>
Observations	380	380	222	220
Nb pays	96	96	56	56
R ²	0.19	0.18	0.24	0.25

Estimateur: *Effets fixes*. Variable dépendante: croissance du PIB par habitant réel. Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. La coopération technique est incluse à la variable d'aide.

La première colonne indique que l'aide publique au développement par habitant entraîne une hausse de la croissance du PIB par habitant, avec une significativité de 10% ; plus précisément, une augmentation de l'aide par habitant de 1% entraînerait une amélioration de la croissance de 0.87 point en moyenne sur la période 1980-2004. Cependant, ce résultat ne tient pas lorsqu'on réduit l'échantillon à celui qui nous servira ultérieurement pour les estimations du système. Par ailleurs, les colonnes 2 et 4 ne suggèrent aucune efficacité de l'aide lorsqu'elle est exprimée en pourcentage du PIB en ce qui concerne la croissance économique. Cette absence de résultat positif de l'aide peut être due aux inefficiences de l'aide, pouvant être relatives à une contrainte budgétaire trop douce et n'incitant pas les gouvernements des pays en développement à dynamiser leur économie. Elle peut aussi être due à l'endogénéité de l'aide (cf. section 3.4). Ainsi, des estimations en *Effets fixes instrumentés* et en *GMM system* ont été menées pour tenter de corriger l'endogénéité de l'aide, mais aucun résultat positif et stable n'est trouvé concernant le coefficient de l'aide globale⁸⁰. Cette absence de résultat positif de l'aide sur la croissance sur la période 1980-2004 peut également être due à des inefficiences en début de période, particulièrement durant la fin de la guerre froide et la décennie qui a suivi. Depuis la fin des années 1990, des engagements au niveau international ont été pris pour améliorer l'efficacité de l'aide, notamment pour l'harmoniser (Consensus de Monterrey 2002, Déclaration de Paris 2005). Ainsi, lorsqu'on teste le modèle de croissance en tenant compte de ces spécificités temporelles, on trouve que l'aide globale, exprimée par habitant, est devenue significativement plus efficace pour améliorer la croissance, à partir de 1995, et ce, plus encore dans les pays d'Afrique subsaharienne⁸¹.

⁸⁰ Afin de ne pas rendre la lecture trop fastidieuse, les tableaux ne sont pas inclus. Ils sont néanmoins disponibles sur demande.

⁸¹ Plus précisément, le coefficient de l'aide globale par habitant est amélioré significativement de 50%, que ce soit avec l'échantillon « total » ou bien « restreint » dont on fait référence dans le Tableau 3. 3. Ces résultats tiennent avec l'instrumentation de l'aide. Par contre, l'efficacité de l'aide exprimée en pourcentage du PIB ne montre pas d'amélioration significative, exceptée pour l'échantillon des pays d'Afrique subsaharienne.

Efficacité simultanée de l'aide globale sur la croissance et sur la santé

Malgré ces résultats peu encourageants, nous estimons le système (3. 3) sur l'ensemble des pays et observations disponibles entre 1980 et 2004. Les résultats sont présentés dans le Tableau 3. 4 : les deux premières colonnes montrent les résultats avec l'estimateur SUR, sans instrumentation. Les six colonnes suivantes utilisent l'estimateur 3SLS, avec, alternativement, les instrumentations « classique », « Tavares » et « Guillaumont Laajaj ». Chaque colonne présente les résultats de l'estimation d'un système d'équations. Les colonnes à numéro impair sont les résultats des estimations où l'aide est exprimée par habitant, et celles à numéro pair sont ceux où l'aide est exprimée en pourcentage du PIB. Les coefficients présentés sont ceux de l'équation de croissance (B) et de l'équation de survie (A) ; les résultats relatifs aux équations instrumentales ne sont pas présentés ici, ni dans les tableaux suivants⁸² : les instruments, dans toutes les estimations effectuées, expliquent de façon raisonnable les variables d'aide globale.

La première colonne présente l'estimation du système avec l'estimateur SUR et l'aide exprimée en dollars constants par habitant. Dans l'équation de survie (A), le coefficient de l'aide globale est positif et significatif à 5%⁸³. Nous observons ainsi l'effet direct de l'aide : ici, si l'aide par habitant augmente de 1%, alors la survie est directement améliorée de 0.48%, en moyenne sur la période 1980-2004. Dans cette même équation (A), le coefficient du PIB par habitant est positif et significatif à 1% : si les revenus par tête augmentent de 1%, alors, selon cette estimation, la survie est améliorée en moyenne sur cette même période de 4.6%. Cela induit que, si parallèlement, l'aide globale a un effet positif sur la croissance, alors par ce biais l'aide améliorerait aussi la survie. Néanmoins, dans l'équation de croissance (B), l'aide par habitant ne présente pas d'effet significatif sur la croissance économique. Ainsi, dans cette estimation, nous retrouvons l'effet direct de l'aide, déjà souligné dans le chapitre précédent, mais nous ne détectons pas d'effet indirect de l'aide. Par ailleurs, aucune amélioration significative de l'efficacité de l'aide

⁸² Ils sont disponibles sur demande.

⁸³ Pour des raisons de non disponibilité des données sur la période 1980-95, l'équation de survie ne comporte pas les dépenses publiques de santé comme variable de contrôle. De même, la variable d'aide utilisée ici est l'APD globale et non l'aide affectée à la santé. Ces contrôles sont faits dans la suite de l'analyse, sur une dimension temporelle plus récente mais aussi plus restreinte.

globale n'est constatée au cours du temps à partir de ce modèle (estimations non présentées ici⁸⁴).

Soupçonnant l'endogénéité de l'aide de sous-estimer les effets positifs de l'aide, nous procédons à son instrumentation grâce à l'estimateur 3SLS. En ce qui concerne les résultats avec l'aide par habitant (colonnes 1, 3, 5 et 7), son effet direct sur la survie est légèrement renforcé grâce aux instrumentations de type classique et de type Tavares. Mais l'effet indirect via la croissance économique n'est pas amélioré, quel que soit le type d'instrumentation choisi : l'aide totale par habitant ne présente pas d'effet positif et significatif sur la croissance du PIB par tête. Cela peut être expliqué par les limites de la procédure d'instrumentation de l'aide dans les modèles de croissance (Roodman 2007, 2008, Deaton 2009), ou bien par les inefficiences de l'aide globale.

Avant de développer, voyons les résultats des estimations où l'aide est exprimée en pourcentage du PIB. C'est cette expression de l'aide qui est privilégiée dans la littérature sur son efficacité sur la croissance, peut-être parce qu'on suppose que l'aide est davantage axée vers des biens et services à la communauté plutôt qu'à l'individu. En ce sens, il pourrait être plus pertinent de considérer l'aide exprimée en pourcentage du PIB plutôt que par habitant. La colonne 2 présente les estimations avec l'aide globale exprimée en pourcentage du PIB : dans l'équation de croissance, le coefficient de l'aide est négatif et significatif. De plus, dans l'équation de survie, le coefficient de l'aide est non significatif ; celui du PIB par habitant en revanche présente un coefficient positif et significatif du même ordre que précédemment. Ces résultats étant probablement liés à l'endogénéité de l'aide, nous procédons aux estimations en 3SLS avec les trois batteries d'instruments, mais l'aide n'apparaît jamais significativement positive. Au contraire même, dans l'équation de croissance (B), l'aide apparaît significativement négative : cela signifierait que l'aide en pourcentage du PIB a un effet indirect négatif sur la survie des enfants.

⁸⁴ En effet, ayant observé auparavant (Tableau 3. 3 et analyse) une amélioration significative de l'efficacité de l'aide globale sur la croissance à partir de 1995 ou 2000, nous estimons l'évolution de l'efficacité de l'aide globale, exprimée par habitant ou en pourcentage du PIB, à la fois sur la croissance et sur la survie des enfants. Aucun changement significatif des coefficients de l'aide n'est constaté, que ce soit dans l'équation de croissance ou dans l'équation de survie, et que l'aide soit instrumentée ou pas.

Tableau 3. 4 Estimations SUR et 3SLS, avec aide globale, de 1980 à 2004

Estimateur	SUR		3SLS avec instrumentation de l'aide					
Instrumentation	Aucune		Classique		Tavares		Guillaumont Laajaj	
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
Equation B - Variable dépendante: Croissance du PIB par habitant								
<i>Var. explicatives:</i>								
APD tot, net./hab(ln)	-0.16 <i>0.86</i>		-0.35* <i>1.66</i>		-0.39 <i>0.98</i>		-0.29 <i>0.70</i>	
APD tot, net, %PIB (ln)		-0.30* <i>1.86</i>		-0.35* <i>1.83</i>		-1.17*** <i>3.40</i>		-0.92*** <i>2.61</i>
Tx d'inflation annuel	-0.34*** <i>3.56</i>	-0.34*** <i>3.57</i>	-0.32*** <i>3.30</i>	-0.36*** <i>3.74</i>	-0.35*** <i>3.36</i>	-0.40*** <i>3.98</i>	-0.36*** <i>3.51</i>	-0.42*** <i>4.29</i>
Surplus/déficit budget (%PIB)	0.24*** <i>4.61</i>	0.25*** <i>4.83</i>	0.25*** <i>4.91</i>	0.23*** <i>4.41</i>	0.24*** <i>4.63</i>	0.23*** <i>4.33</i>	0.24*** <i>4.44</i>	0.20*** <i>3.76</i>
Croiss. population	-33.04 <i>1.35</i>	-32.75 <i>1.33</i>	-32.31 <i>1.33</i>	-29.98 <i>1.21</i>	-32.71 <i>1.34</i>	-26.62 <i>1.07</i>	-13.34 <i>0.54</i>	-7.76 <i>0.32</i>
M2/PIB, initial	0.020* <i>1.88</i>	0.02** <i>2.05</i>	0.02* <i>1.96</i>	0.02** <i>2.17</i>	0.02* <i>1.82</i>	0.02* <i>1.85</i>	0.02 <i>1.49</i>	0.01 <i>1.28</i>
Dép.gov./PIB	0.072* <i>1.70</i>	0.07 <i>1.63</i>	0.09** <i>2.07</i>	0.07 <i>1.62</i>	0.08* <i>1.72</i>	0.09** <i>2.13</i>	0.06 <i>1.07</i>	0.07 <i>1.41</i>
PIB par habitant, initial	0.00 <i>0.82</i>	-0.00* <i>1.71</i>	0.00 <i>0.79</i>	0.00 <i>1.59</i>	0.00 <i>0.68</i>	-0.00*** <i>2.63</i>	0.00 <i>0.22</i>	-0.00* <i>1.65</i>
Constante	3.19*** <i>3.09</i>	2.98*** <i>2.95</i>	3.33*** <i>3.20</i>	2.80*** <i>2.75</i>	3.57*** <i>3.23</i>	2.77*** <i>2.68</i>	3.35*** <i>2.91</i>	2.79*** <i>2.72</i>
Equation A - Variable dépendante: Logit de la survie infanto-juvénile								
<i>Var. explicatives:</i>								
APD tot, net./hab(ln)	0.05** <i>2.15</i>		0.06** <i>2.23</i>		0.08** <i>2.13</i>		0.06 <i>1.38</i>	
APD tot, net, %PIB (ln)		0.01 <i>0.38</i>		0.02 <i>0.87</i>		-0.05 <i>1.42</i>		-0.06 <i>1.38</i>
PIB par habitant (ln)	0.51*** <i>9.05</i>	0.50*** <i>7.43</i>	0.51*** <i>8.92</i>	0.50*** <i>7.12</i>	0.50*** <i>8.72</i>	0.43*** <i>5.03</i>	0.50*** <i>7.94</i>	0.40*** <i>4.38</i>
Coef. Gini (ln)	-0.42** <i>2.45</i>	-0.41** <i>2.36</i>	-0.42** <i>2.43</i>	-0.43** <i>2.42</i>	-0.42** <i>2.45</i>	-0.33* <i>1.90</i>	-0.38** <i>2.03</i>	-0.29 <i>1.51</i>
Educ. Femmes (ln)	0.27*** <i>5.51</i>	0.28*** <i>5.52</i>	0.27*** <i>5.50</i>	0.28*** <i>5.46</i>	0.28*** <i>5.65</i>	0.27*** <i>5.35</i>	0.28*** <i>4.89</i>	0.28*** <i>4.85</i>
Constante	1.46* <i>1.90</i>	1.64** <i>2.06</i>	1.45* <i>1.86</i>	1.63** <i>2.01</i>	1.51** <i>1.96</i>	1.87** <i>2.20</i>	1.34 <i>1.55</i>	1.94** <i>2.08</i>
Equation C - Instrumentation de l'aide								
Instruments:	-		Classique Aide retardée et Population (ln)		Tavares Inverse distance, langue, religion		Guillaumont Laajaj Fr, All, Pays-Bas, Canada, USA, Jap	
Observations	222	222	219	218	222	222	198	197
Breusch-Pagan test	0.20	0.11						
Calculs d'effets de l'aide à la moyenne de la survie infanto-juvénile								
Moyenne de la survie	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91
Impact marginal de l'aide sur la croissance économique								
	0.00	-0.30	-0.35	-0.35	0.00	-1.17	0.00	-0.92
Impact marginal du PIB par habitant sur la survie								
	4.65%	4.54%	4.65%	4.60%	4.54%	3.88%	4.56%	3.64%
Impact marginal de l'aide sur la survie								
direct	0.48%	0.00%	0.55%	0.00%	0.73%	0.00%	0.00%	0.00%
indirect (via PIB)	0.00%	-1.35%	-1.64%	-1.60%	0.00%	-4.55%	0.00%	-3.33%

Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Muettes temporelles et régionales intégrées, coef. non reportés. Les instruments de l'aide expliquent bien l'aide, coef. non reportés ici. Le test d'indépendance de Breusch-Pagan teste si les résidus des équations du modèle sont indépendants. La probabilité du test est sup. à 0.10, cela signifie que les résidus des équations sont indépendants.

Ces résultats peuvent être dus à la méthode d'estimation qui, en traitant le système de façon simultanée, perd en degrés de liberté et donc en qualité d'évaluation, et qui, également, traite difficilement la double causalité et les effets fixes pays. Cela peut aussi être dû aux effets désincitatifs de l'aide globale sur les efforts du gouvernement. Enfin, le manque de résultats peut être attribué aux disparités d'efficacité de l'aide entre régions ou selon le niveau d'aide.

Sous-échantillons

Ainsi, nous procédons ensuite à des estimations par sous-échantillon (Tableau 3. 5) : des sous-échantillons régionaux – pays d'Afrique subsaharienne (SSA, colonnes 1 et 2) et pays d'Asie (Asie, colonnes 3 et 4) – et des sous-échantillons avec différents seuils d'aide : celui présenté concerne les observations pour lesquelles l'aide globale rapportée au PIB est supérieure à 2% (colonne 5 et 6). Les estimations présentées ici sont non instrumentées⁸⁵.

Selon les estimations, pour l'échantillon d'Afrique subsaharienne (SSA, colonnes 1 et 2), l'impact de l'aide sur la survie semble clairement passer par la croissance économique. En effet, dans l'équation de survie (A), le coefficient de l'aide n'est pas significatif. Il n'y aurait donc pas d'effet direct de l'aide sur la survie des enfants en Afrique subsaharienne. En revanche, le coefficient du PIB par habitant est positif et significatif à 1%, et, dans l'équation de croissance (B), le coefficient de l'aide par habitant (colonne 1) ou en pourcentage du PIB (colonne 2) est positif et significatif, à respectivement 1% et 5%. Ces résultats signifient que, si on augmente l'aide par habitant de 1% en Afrique subsaharienne, alors la croissance du PIB par habitant augmente de 1.67 points et, par là, le taux de survie des enfants augmente en moyenne d'environ 7%. De la même manière, si on augmente l'aide en pourcentage du PIB de 1%, le taux de survie des enfants augmente d'environ 7%, à nouveau indirectement, i.e. à travers la croissance du PIB⁸⁶.

⁸⁵ Des instrumentations ont été menées, mais elles ne présentent pas de changement radical. De plus, les échantillons étant de très petite taille, et l'instrumentation faisant perdre des observations et des degrés de liberté, les résultats observés sont non robustes.

⁸⁶ Noter que l'endogénéité de l'aide, non traitée ici, a tendance à amoindrir les résultats statistiques de l'aide.

Tableau 3.5 Estimations SUR, avec aide globale, sur différents sous-échantillons, de 1980 à 2004

Estimateur	SUR					
	SSA		Asie		APD/PIB>2	
Echantillon						
no. de colonne	1	2	3	4	5	6
Equation B - Variable dépendante: Croissance du PIB par habitant						
Var. explicatives:						
APD tot, net,/hab(ln)	1.67*** <i>2.84</i>		-0.98*** <i>3.12</i>		0.56 <i>1.05</i>	
APD tot, net, %PIB (ln)		1.50** <i>2.24</i>		-0.98*** <i>3.30</i>		-0.68 <i>1.43</i>
Taux d'inflation annuel	-0.20 <i>1.58</i>	-0.24* <i>1.89</i>	0.97 <i>0.38</i>	0.58 <i>0.21</i>	-0.45*** <i>3.31</i>	-0.51*** <i>3.89</i>
Surplus/déficit budget (%PIB)	0.33*** <i>4.19</i>	0.34*** <i>4.51</i>	-0.04 <i>0.50</i>	-0.06 <i>0.80</i>	0.16** <i>2.23</i>	0.15** <i>2.01</i>
Croiss. population	62.74 <i>1.60</i>	62.61 <i>1.58</i>	- <i>3.05</i>	-97.09** <i>2.17</i>	12.71 <i>0.38</i>	12.32 <i>0.37</i>
M2/PIB, initial	0.04 <i>1.19</i>	0.06 <i>1.46</i>	0.04** <i>2.03</i>	0.03* <i>1.82</i>	0.03 <i>1.64</i>	0.03* <i>1.86</i>
Dép.gov./PIB	-0.07 <i>0.83</i>	-0.04 <i>0.43</i>	0.02 <i>0.31</i>	0.01 <i>0.12</i>	-0.03 <i>0.49</i>	0.04 <i>0.68</i>
PIB par hab., initial	0.00 <i>0.49</i>	0.00* <i>1.72</i>	0.00 <i>1.25</i>	-0.00*** <i>3.43</i>	0.00 <i>0.96</i>	0.00 <i>1.09</i>
Constante	-5.29** <i>2.53</i>	-3.93** <i>2.03</i>	5.83*** <i>4.13</i>	4.13*** <i>3.40</i>	-0.45 <i>0.26</i>	1.80 <i>1.33</i>
Equation A - Variable dépendante: Logit de la survie infanto-juvénile						
Var. explicatives:						
APD tot, net, /hab(ln)	0.02 <i>0.42</i>		0.19*** <i>2.88</i>		0.03 <i>0.45</i>	
APD tot, net, %PIB (ln)		0.01 <i>0.16</i>		0.20*** <i>3.57</i>		-0.02 <i>0.37</i>
PIB par habitant (ln)	0.28*** <i>5.04</i>	0.29*** <i>4.76</i>	0.35*** <i>3.28</i>	0.61*** <i>4.44</i>	0.51*** <i>6.70</i>	0.52*** <i>7.19</i>
Coef. Gini (ln)	-0.53*** <i>2.73</i>	-0.52*** <i>2.70</i>	-0.11 <i>0.31</i>	-0.17 <i>0.51</i>	-1.03*** <i>5.72</i>	-1.01*** <i>5.53</i>
Educ. Femmes (ln)	0.35*** <i>6.06</i>	0.35*** <i>6.12</i>	0.39*** <i>5.45</i>	0.40*** <i>5.83</i>	0.29*** <i>4.82</i>	0.29*** <i>4.82</i>
Constante	3.02*** <i>3.45</i>	2.92*** <i>3.33</i>	1.60 <i>1.33</i>	0.38 <i>0.35</i>	3.40*** <i>3.48</i>	3.37*** <i>3.48</i>
Observations	65	66	55	54	115	115
Breush-Pagan test	0.57	0.67	0.31	0.20	0.09	0.08
Calculs d'effets de l'aide à la moyenne de la survie infanto-juvénile						
Moyenne de la survie	0.84	0.84	0.92	0.92	0.87	0.87
Impact marginal de l'aide sur la croissance économique						
	1.67	1.50	-0.98	-0.98	0.00	0.00
Impact marginal du PIB par habitant sur la survie						
	4.40%	4.70%	2.80%	4.80%	6.50%	6.60%
Impact marginal de l'aide sur la survie						
direct	0.00%	0.00%	1.50%	1.58%	0.00%	0.00%
indirect (via PIB)	7.41%	6.96%	-2.70%	-4.69%	0.00%	0.00%

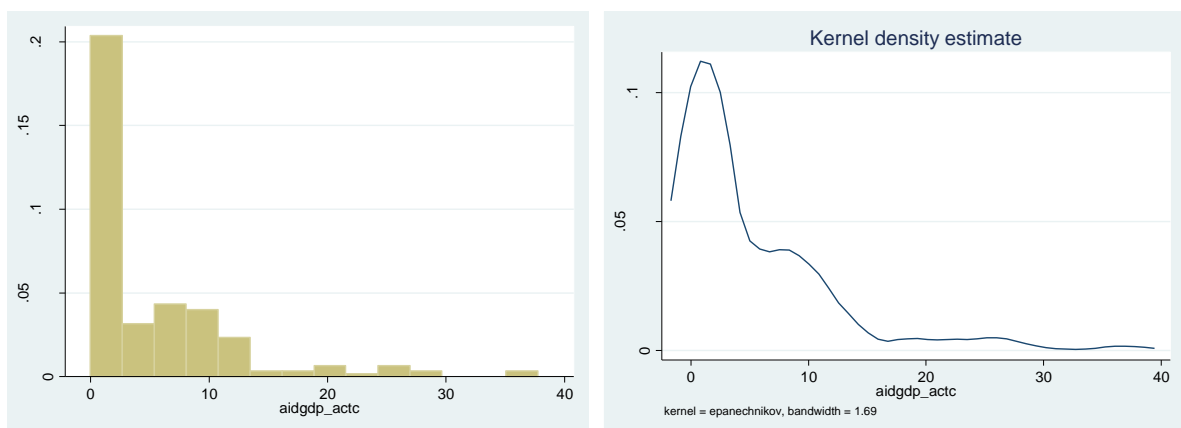
Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Muettes temporelles intégrées mais coefficients non reportés.

Pour l'échantillon des pays d'Asie (colonnes 3 et 4), les coefficients de l'aide semblent au contraire suggérer un effet positif direct de l'aide sur la santé. Cependant, l'effet indirect, i.e. passant par la croissance économique, est négatif et plus important que l'effet direct : si l'aide par habitant augmente de 1%, alors la survie serait directement améliorée de 1.5%, mais indirectement réduite de 2.7%⁸⁷...

Effet de seuil

Enfin, les estimations des deux dernières colonnes du tableau ne retiennent que les observations où le ratio d'aide globale sur PIB est supérieur à 2%. Gomanee et al. (2003), à partir de régressions de seuil, suggèrent que, pour voir apparaître des résultats significatifs de l'aide globale au niveau agrégé, l'aide rapportée au PIB doit être supérieure à 2% : cela correspond à la théorie du Big Push. La définition du seuil a été inspirée de l'analyse de Gomanee et al. (2003), complétée par l'observation de l'histogramme ainsi que de la courbe de densité de l'aide publique au développement globale rapportée au PIB (Figure 3. 2). Ces graphiques montrent qu'une majeure partie des points de notre échantillon observe un niveau d'aide globale compris entre 0% et 2.5% du PIB. Le niveau médian de la série est à 2.15%.

Figure 3. 2 Histogramme et courbe de densité de l'APD nette rapportée au PIB



Source : Auteur.

⁸⁷ Noter que l'endogénéité de l'aide, non traitée ici, a tendance à amoindrir les résultats statistiques de l'aide.

Nous décidons de tester différents niveaux compris dans cet intervalle : 0.01%, 0.05%, 0.10%, 0.50% et 2%. Les estimations présentées dans le Tableau 3. 5 ne considèrent que les observations dont l'aide globale dépasse le seuil de 2% du PIB : ici l'aide apparaît ne pas avoir d'effet du tout sur la santé des populations, que ce soit directement ou indirectement. Cela concorde avec ce qu'on trouve pour les niveaux inférieurs sus-cités. Il n'y aurait donc pas d'effet de seuil.

Cela étant, pour des niveaux d'aide compris dans les maxima de l'échantillon (20% et 30% du PIB), nous trouvons que l'efficacité de l'aide globale est significativement améliorée en ce qui concerne la croissance économique (résultats non reportés ici) ; en revanche aucun effet « Big Push » sur la survie n'est constaté. Ainsi, l'efficacité de l'aide sur la santé via la croissance économique ne s'observerait que pour des montants d'aide rapportés au PIB très importants.

Enfin, dans le chapitre précédent, nous avons vu que l'aide affectée était d'autant plus efficace sur la survie des enfants que son niveau initial était faible. Ici, nous ne pouvons conclure aussi aisément. Compte tenu de la forme fonctionnelle de l'équation de survie, les résultats de l'aide, s'ils sont positifs en moyenne, sont de même plus importants lorsque le niveau de survie initial est au 25^e percentile de l'échantillon. En revanche, lorsque le résultat de l'aide est nul en moyenne ou même négatif, l'aide n'est pas plus efficace sur la survie lorsque le niveau de survie initial est plus faible.

Efficacité simultanée de l'aide globale sur la croissance et de l'aide affectée à la santé sur la santé

Il est étonnant de ne pas trouver systématiquement d'effet direct de l'aide sur la survie, puisque, dans le chapitre précédent, nous avons trouvé que l'aide affectée à la santé avait un effet positif sur la survie des enfants. Jusqu'ici, dans ce chapitre-ci, nous avons privilégié la profondeur temporelle et estimé les effets de l'aide globale, que ce soit dans l'équation de croissance (B) ou dans l'équation de survie (A). Cependant, on peut penser que les activités d'aide qui ont le plus fort effet direct sur la survie sont des activités d'aide affectées à la santé. Ainsi, dans ce qui suit, nous ré-estimons le même modèle (3. 3), en

remplaçant, dans l'équation de survie, l'aide globale par les décaissements d'aide affectée à la santé au sens large⁸⁸ de la base SNPC. Les données d'aide affectée à la santé n'étant fiables que tardivement, cette opération réduit la profondeur temporelle à la période 1996-2007 (au lieu de 1980-2004) et le nombre d'observations de l'échantillon passe à 125 (au lieu de 222).

Les résultats sur l'ensemble de l'échantillon (Tableau 3. 6) ne concordent pas avec ces hypothèses. Ils suggèrent que l'aide n'a aucun impact sur la survie : que ce soit à travers la croissance – l'aide globale ne montre aucun effet, ce qui n'est pas surprenant au vu des résultats précédents –, ou directement sur la survie – l'aide affectée à la santé ne suggère aucun impact. Ce dernier point est plus étonnant, au vu des résultats du chapitre précédent. Des estimations 3SLS avec instrumentation des deux types d'aide ont été effectuées, mais aucun changement significatif n'est observé. De même, l'évolution éventuelle de l'efficacité de l'aide est analysée mais ne montre aucun changement significatif durant la période 1996-2007.

⁸⁸ Il est évident qu'en cas de fongibilité de l'aide, l'aide sectorielle affectée à la santé ne sera pas plus efficace que de l'aide budgétaire au sens général. Mais : l'aide qui a un effet direct sur la santé est l'aide qui finance *effectivement* des activités de santé, que ce soit de l'aide budgétaire, sectorielle ou projet, et la part de l'aide finançant *effectivement* des activités de santé est probablement plus importante dans l'aide affectée à la santé (au sens large) plutôt que dans l'aide globale.

Tableau 3. 6 Estimations SUR et 3SLS, avec aide globale et aide affectée à la santé, 1996-07

Estimateur	SUR		3SLS avec instrumentation de l'aide			
Instrumentation	Aucune		Classique		Tavares	
no. de colonne	1	2	3	4	5	6
Equation B - Variable dépendante: Croissance du PIB par habitant						
Variables explicatives:						
APD tot, net, /hab(ln)	0.08		0.14		0.46	
	<i>0.29</i>		<i>0.47</i>		<i>1.40</i>	
APD tot, net, % PIB (ln)		-0.15		-0.12		-0.28
		<i>0.64</i>		<i>0.46</i>		<i>1.00</i>
Taux d'inflation annuel	-0.26***	-0.11	-0.26***	-0.07	-0.25***	-0.09
	<i>2.99</i>	<i>0.33</i>	<i>2.91</i>	<i>0.22</i>	<i>2.82</i>	<i>0.29</i>
Surplus/déficit budget (% PIB)	0.13	0.06	0.13	0.06	0.13	0.06
	<i>1.50</i>	<i>0.68</i>	<i>1.56</i>	<i>0.68</i>	<i>1.51</i>	<i>0.72</i>
Croissance population	-44.85	-81.17***	-46.62	-79.53***	-44.17	-88.58***
	<i>1.58</i>	<i>2.93</i>	<i>1.62</i>	<i>2.85</i>	<i>1.54</i>	<i>3.20</i>
M2/PIB, initial	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
	<i>0.47</i>	<i>0.74</i>	<i>0.47</i>	<i>0.68</i>	<i>0.52</i>	<i>0.73</i>
Dép.gov./PIB	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
	<i>0.25</i>	<i>0.00</i>	<i>0.16</i>	<i>0.02</i>	<i>0.05</i>	<i>0.02</i>
PIB par hab., initial	-0.00***	-0.00***	-0.00**	-0.00***	-0.00**	-0.00**
	<i>2.68</i>	<i>2.85</i>	<i>2.44</i>	<i>2.65</i>	<i>2.18</i>	<i>2.56</i>
Constante	4.03***	4.80***	3.91***	4.76***	3.14**	4.82***
	<i>3.09</i>	<i>4.26</i>	<i>2.91</i>	<i>4.15</i>	<i>2.31</i>	<i>4.29</i>
Equation A - Variable dépendante: Logit de la survie infanto-juvénile						
Variables explicatives:						
APD santé, net/hab(ln)	-0.02		-0.02		-0.02	
	<i>0.81</i>		<i>0.82</i>		<i>0.65</i>	
APD santé, net, % PIB (ln)		-0.02		-0.02		-0.01
		<i>0.57</i>		<i>0.74</i>		<i>0.33</i>
PIB par habitant (ln)	0.17*	0.16	0.12	0.10	0.16*	0.16
	<i>1.82</i>	<i>1.35</i>	<i>1.28</i>	<i>0.83</i>	<i>1.78</i>	<i>1.33</i>
Coef. Gini (ln)	-0.72***	-0.66***	-	-0.66***	-	-0.65***
	<i>3.83</i>	<i>3.35</i>	<i>3.94</i>	<i>3.41</i>	<i>3.84</i>	<i>3.35</i>
Educ. Femmes (ln)	0.71***	0.71***	0.71***	0.73***	0.70***	0.71***
	<i>5.55</i>	<i>4.23</i>	<i>5.62</i>	<i>4.38</i>	<i>5.53</i>	<i>4.21</i>
Dép. pub. Santé nettes d'APD santé,/hab(ln)	0.21***		0.22***		0.22***	
	<i>4.33</i>		<i>4.59</i>		<i>4.36</i>	
Dép. pub. Santé nettes d'APD san,% PIB (ln)		0.18***		0.18***		0.17***
		<i>4.10</i>		<i>4.30</i>		<i>4.08</i>
Constante	4.07***	4.48***	4.50***	5.00***	4.10***	4.51***
	<i>4.25</i>	<i>3.58</i>	<i>4.69</i>	<i>3.94</i>	<i>4.28</i>	<i>3.61</i>
Equation C - Instrumentation de l'aide						
Instruments:	-		Classique		Tavares	
			Aide(t-1) et Pop (ln)		Dist., langue, religion	
Observations	125	107	124	106	125	107
Breush-Pagan test	0.71	0.60				
Calculs d'effets de l'aide à la moyenne de la survie infanto-juvénile						
Impact marginal de l'aide sur la croissance économique						
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Impact marginal du PIB par habitant sur la survie						
	1.20%	0.00%	0.00%	0.00%	1.10%	0.00%
Impact marginal de l'aide sur la survie						
direct	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
indirect (via PIB)	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%

Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.
Muettes temporelles et régionales intégrées mais coefficients non reportés. Les instruments de l'aide expliquent bien l'aide/coefficients non reportés ici. L'aide inclut la coopération technique. Résultats similaires en l'excluant.

Les estimations sur le sous-échantillon d'Afrique subsaharienne (Tableau 3. 7, colonnes 1 et 2) concordent avec ceux vus dans le Tableau 3. 5 : il n'y aurait pas d'effet direct de l'aide à la santé sur la survie des enfants ; l'effet positif de l'aide sur la survie semble plutôt passer par la croissance économique. En revanche, les estimations sur les pays d'Asie (Tableau 3. 7, colonnes 3 et 4) ne concordent pas avec celles du Tableau 3. 5 : ici, l'aide semble avoir un effet positif sur la survie des enfants à travers la croissance économique, et aucun effet direct de l'aide à la santé n'est suggéré. C'est étonnant, néanmoins il est à souligner que le nombre d'observations est très faible (env. 25), et ne permet pas d'apporter des conclusions robustes⁸⁹.

Enfin, les estimations sur l'échantillon dont l'aide totale représente plus de 2% du PIB proposent là encore des résultats dérangeants : l'aide à la santé aurait un effet direct négatif significatif (à 1% pour l'aide par habitant et à 5% pour l'aide rapportée au PIB). A nouveau, cette faiblesse de l'efficacité de l'aide peut s'expliquer par une désincitation à rassembler des ressources, i.e. à du laxisme budgétaire et une déresponsabilisation de l'Etat. Cela peut aussi être dû à un manque de prévisibilité des fonds et, par là, à une difficulté à gérer l'aide.

⁸⁹ De plus, l'endogénéité de l'aide n'est pas neutralisée : l'instrumentation faisant perdre encore plus d'observations et de degrés de liberté ne permet pas d'apporter des résultats plus robustes.

Tableau 3. 7 Estimations SUR, avec aide globale et aide affectée à la santé (SNPC), sur différents sous-échantillons, de 1996 à 2007

Estimateur	SUR sans instrumentation					
Echantillon	SSA		Asie		APD/PIB>2	
no. de colonne	1	2	3	4	5	6
Equation B - Variable dépendante: Croissance du PIB par habitant						
Var. explicatives:						
APD tot, net, /hab (ln)	1.55**		0.79**		1.35	
	<i>2.44</i>		<i>2.24</i>		<i>1.61</i>	
APD tot, net, %PIB (ln)		1.93***		0.84**		-0.22
		<i>3.28</i>		<i>2.44</i>		<i>0.26</i>
Taux d'inflation annuel	-0.23***	-5.60***	-27.87***	-28.37***	-0.23**	-
	<i>2.74</i>	<i>3.08</i>	<i>3.44</i>	<i>3.48</i>	<i>2.16</i>	<i>2.97</i>
Surplus/déficit cash (%PIB)	-0.09	-0.09	-0.24*	-0.27**	0.08	0.08
	<i>0.82</i>	<i>0.75</i>	<i>2.03</i>	<i>2.23</i>	<i>0.56</i>	<i>0.51</i>
Crois. population	326.90***	275.00***	-	-	39.72	5.22
	<i>6.26</i>	<i>4.68</i>	<i>4.18</i>	<i>3.96</i>	<i>0.92</i>	<i>0.13</i>
M2/PIB, initial	0.04	0.02	0.03*	0.04*	0.00	-0.04
	<i>0.70</i>	<i>0.57</i>	<i>1.71</i>	<i>1.97</i>	<i>0.04</i>	<i>1.05</i>
Dép.gov./PIB	0.03	0.15	-0.11	-0.10	-0.10	-0.05
	<i>0.41</i>	<i>1.37</i>	<i>1.42</i>	<i>1.37</i>	<i>1.17</i>	<i>0.54</i>
PIB par habitant, initial	0.00	0.00*	-0.00**	-0.00*	0.00	0.00
	<i>0.69</i>	<i>1.85</i>	<i>2.69</i>	<i>1.89</i>	<i>0.76</i>	<i>0.07</i>
Constante	-14.41***	-13.16***	6.73***	7.57***	2.49	8.05***
	<i>4.46</i>	<i>3.61</i>	<i>3.86</i>	<i>4.72</i>	<i>0.81</i>	<i>3.39</i>
Equation A - Variable dépendante: Logit de la survie infanto-juvénile						
Var. explicatives:						
APD santé, net, /hab (ln)	-0.09*		-0.04		-	
	<i>1.90</i>		<i>0.47</i>		<i>3.19</i>	
APD santé, net, %PIB (ln)		-0.02		0.00		-0.20**
		<i>0.24</i>		<i>0.04</i>		<i>2.16</i>
PIB par habitant (ln)	0.42***	0.31**	0.55***	0.59***	0.66***	0.41*
	<i>5.94</i>	<i>2.51</i>	<i>3.14</i>	<i>2.84</i>	<i>4.94</i>	<i>1.89</i>
Coef. Gini (ln)	-1.62***	-0.96	0.30	0.17	-	-0.84**
	<i>5.06</i>	<i>1.53</i>	<i>0.49</i>	<i>0.31</i>	<i>3.52</i>	<i>2.62</i>
Educ. Femmes (ln)	0.56***	0.49***	1.28***	1.21***	0.73***	0.79***
	<i>6.96</i>	<i>4.28</i>	<i>3.70</i>	<i>3.45</i>	<i>6.09</i>	<i>4.40</i>
Dép. pub. Santé nettes d'APD santé./hab(ln)	0.01		0.12		0.07	
	<i>0.26</i>		<i>0.87</i>		<i>1.01</i>	
Dép. pub. Santé nettes d'APD san,%PIB (ln)		0.00		0.09		0.08
		<i>0.07</i>		<i>1.13</i>		<i>1.05</i>
Constante	5.38***	3.60	-2.31	-1.74	1.58	3.13
	<i>4.70</i>	<i>1.37</i>	<i>0.85</i>	<i>0.69</i>	<i>1.12</i>	<i>1.39</i>
Observations	35	19	26	25	56	39
Breush-Pagan test	0.41	0.11	0.00	0.00	0.85	0.98
Calculs d'effets de l'aide à la moyenne de la survie infanto-juvénile						
Moyenne de la survie	0.86	0.86	0.94	0.94	0.92	0.92
Impact marginal de l'aide sur la croissance économique						
	1.55	1.93	0.79	0.84	0.00	0.00
Impact marginal du PIB par habitant sur la survie						
	5.90%	4.30%	3.30%	3.50%	5.30%	3.30%
Impact marginal de l'aide sur la survie						
direct	-1.26%	0.00%	0.00%	0.00%	-1.84%	-1.60%
indirect (via PIB)	9.13%	8.39%	2.61%	2.97%	0.00%	0.00%

Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Muettes temporelles et régionales intégrées mais coefficients non reportés. Les instruments de l'aide expliquent bien l'aide/coefficients non reportés ici. L'aide inclut la coopération technique. Résultats similaires en l'excluant.

En somme, les résultats obtenus ici encouragent à une analyse plus poussée, qui partirait dans d'autres directions. La raison qui nous a poussé à mener une analyse basée sur des estimations en simultané est la possible corrélation des résidus des régressions de croissance et des régressions de survie. En effet, il est tout à fait envisageable que les mêmes variables soient omises dans le modèle de croissance et dans le modèle de survie ; dans ce cas, les calculs d'effets directs et indirects de l'aide globale sur la survie des enfants peuvent être biaisés. Or, au fil de nos estimations simultanées, les tests d'indépendance ont généralement révélé que les résidus des équations sont indépendants, c'est-à-dire que les modèles de croissance et de survie ne nécessitent pas d'estimation en simultané. C'est un constat important, car les estimations en simultané, telles que nous les avons menées, font perdre des degrés de liberté et donc de la robustesse dans les résultats. De plus, elles ne permettent pas de prendre en compte les effets fixes pays aussi correctement qu'avec l'estimateur des *Effets fixes*. Aussi, les estimations en simultané sont exigeantes en données et font perdre des observations. Enfin, les instrumentations alourdissent les estimations en retirant à nouveau des degrés de liberté. Par conséquent, nous ne pouvons pas conclure de façon robuste sur les résultats obtenus ici à partir d'estimations simultanées. Pour cela, il faut mener une analyse en parallèle, et estimer non simultanément chaque modèle, avec les instrumentations appropriées.

Les estimations des modèles de croissance et de survie, de façon non simultanée, ont été réalisées. En début de cette section, nous avons estimé les effets de l'aide globale sur la croissance, avec des estimateurs *Effets Fixes*, *Effets Fixes Instrumentés* et *GMM-System*. Les résultats n'ont pas tous été présentés, mais d'une manière générale, nous trouvons que l'aide globale devient plus efficace pour améliorer la croissance économique à partir de la période 1995-99. De plus, dans le modèle de survie estimé et analysé dans le chapitre précédent, nous trouvons, d'une part, que le PIB par habitant améliore significativement la survie des enfants, et ce, d'autant plus que le niveau de survie est faible : cela signifierait que, à travers son effet sur la croissance, l'aide globale permettrait d'améliorer significativement la survie, et ce, d'autant plus que les pays bénéficiaires en ont besoin⁹⁰. D'autre part, nous avons trouvé que l'aide affectée à la santé a un effet direct positif et

⁹⁰ Attention : les croisements de résultats suggérés ici sont établis à partir d'estimations ne couvrant pas les mêmes périodes. Il s'agit de suggestions à analyser et non de résultats robustes.

significatif sur la survie, et ce, également d'autant plus que le niveau initial de survie est faible.

Enfin, dans la plupart des estimations présentées ici, le coefficient de l'aide sur la croissance était soit non significatif, soit significatif mais négatif. Or, dans la littérature sur l'efficacité de l'aide sur la croissance, il est très souvent suggéré que l'aide a un effet non linéaire sur la croissance. Notamment, l'aide se montre généralement plus efficace dans les pays vulnérables, économiquement instables. Il est actuellement envisagé de poursuivre cette étude en tenant compte de ce type de non-linéarités.

5. Conclusion

Nous tentons dans ce chapitre de voir dans quelle mesure l'aide peut amener des résultats en santé, et plus particulièrement sur la réduction de la mortalité infanto-juvénile. Contrairement au chapitre 2, nous prenons en compte ici à la fois les effets directs des activités d'aide axées sur la santé et les effets indirects de l'aide prise dans son ensemble. Pour ce faire, nous menons des estimations simultanées, d'une équation de croissance et d'une équation de survie, sur 56 pays en développement et sur des périodes de 5 ans entre 1980 et 2004.

Sur l'échantillon total, pour la période 1980-2004, il apparaît peu de résultats robustes en ce qui concerne l'effet indirect de l'aide publique au développement globale sur la santé. De plus, aucune évolution de l'efficacité n'est constatée au cours des périodes étudiées. Un résultat relativement solide est que, dans la région d'Afrique subsaharienne, l'aide globale agit positivement et significativement de façon indirecte sur la santé : d'après les estimations, l'aide globale aurait un effet positif sur la croissance économique, et par là, un effet positif sur la survie des enfants⁹¹. Dans cette même région, l'aide n'apparaît pas avoir d'effet direct sur la santé. Ce résultat est relativement cohérent avec le chapitre précédent, où nous avons observé que l'aide affectée à la santé apparaissait moins efficace dans les pays d'Afrique subsaharienne.

⁹¹ Ce résultat est consolidé à partir d'estimations sur la période 1996-2007 où la variable d'aide dans l'équation de survie est représentée par les décaissements d'aide à la santé

Cependant, d'une manière générale, les estimations de ce chapitre ne suggèrent d'effet direct sur la santé ni de l'aide totale, ni même de l'aide affectée à la santé. Cela est étonnant au vu des résultats du chapitre précédent qui soulignent que, au contraire, l'aide affectée à la santé a un effet positif sur la survie des enfants très significatif. Cela peut s'expliquer par le fait que, ici, comparées à celles du chapitre 2, les estimations sont plus contraignantes : nous utilisons beaucoup de variables simultanément, et cela réduit considérablement la taille de l'échantillon - un biais de sélection est d'ailleurs clairement envisageable ; la perte de degrés de libertés induite par cette réduction endommage l'évaluation statistique. Par ailleurs, les estimateurs *SUR* et *3SLS* ne permettent pas de contrôler pour les effets fixes pays : cela peut également induire des biais d'omission dans les estimations. Ainsi, ces contraintes pourraient être à l'origine du manque de solidité dans les résultats de ce chapitre. Il faudrait mener une analyse en parallèle, et estimer non simultanément chaque modèle, avec les instrumentations appropriées pour pouvoir conclure de manière robuste à la question du chapitre.

Les estimations des modèles de croissance et de survie, de façon non simultanée, ont été réalisées, mais non présentées, en partie car elles doivent être approfondies et menées sur la même période. D'une manière générale, nous trouvons que l'aide globale devient efficace pour améliorer la croissance économique à partir de la période 1995-99 ; ainsi, du fait que le PIB par habitant améliore significativement la survie des enfants, et ce, d'autant plus que le niveau de survie est faible (chapitre précédent), cela indique que, à travers son effet sur la croissance, l'aide globale devrait permettre d'améliorer significativement la survie, et ce, d'autant plus que les pays bénéficiaires en ont besoin⁹². D'autre part, nous avons trouvé que l'aide affectée à la santé avait un effet direct positif et significatif sur la survie, et ce, également d'autant plus que le niveau initial de survie est faible.

Enfin, il est suggéré dans la littérature sur l'efficacité de l'aide sur la croissance que celle-ci soutient davantage les pays les plus vulnérables. Il paraît alors nécessaire de tenir compte de ce constat et d'analyser les effets de l'aide directs et indirects sur la santé, selon les degrés d'instabilité observés dans les pays bénéficiaires. De plus, d'après nos estimations, dans les pays d'Afrique subsaharienne, l'aide semble avoir un effet positif sur

⁹² Attention : les croisements de résultats suggérés ici sont établis à partir d'estimations ne couvrant pas les mêmes périodes. Il s'agit de suggestions à analyser et non de résultats robustes.

la santé, passant essentiellement par la croissance économique. Les pays d'Afrique subsaharienne étant parmi les plus vulnérables, cela soutient l'hypothèse d'une aide améliorant davantage la santé dans les pays instables.

Cette hypothèse liée à l'instabilité est retenue : la partie suivante de cette thèse permet avant tout d'étudier les effets néfastes de l'instabilité macroéconomique sur la survie des enfants et plus généralement sur la pauvreté des populations ; cela permet ensuite d'envisager l'efficacité de l'aide en présence d'instabilité.

Partie 3 – Les effets négatifs de l’instabilité sur la santé Le financement extérieur peut-il les amortir ?

Cette partie part du constat établi dans la littérature selon lequel l’aide permet de compenser les effets négatifs de l’instabilité macroéconomique sur la croissance économique : l’aide est en effet plus efficace dans les pays à forte instabilité macroéconomique. L’hypothèse qui en découle est que l’aide est probablement plus efficace pour améliorer la santé dans les pays à forte instabilité.

L’objectif de cette partie est de vérifier au préalable l’impact négatif de l’instabilité macroéconomique sur la santé et la pauvreté plus généralement : nous analysons les effets négatifs de l’instabilité sur le bien-être des populations. Le chapitre 4 se focalise sur les effets de l’instabilité sur la survie des jeunes enfants et le chapitre 5 décrit les canaux de transmission de l’instabilité vers la pauvreté des populations.

Nous concluons en observant dans quelle mesure le financement extérieur pourrait permettre de compenser les effets négatifs de l’instabilité sur la santé ou la pauvreté.

Chapitre 4

L'instabilité macroéconomique

comme obstacle à la réduction de la mortalité infanto-juvénile

Chapitre basé sur l'article « How macroeconomic instability lowers child survival », WIDER, « Health, Inequality and Development », ed. : Indranil Dutta, David Lawson and Mark McGillivray, en collaboration avec Patrick Guillaumont et Julie Subervie, 2010, à paraître. Également publié en français dans la Revue d'Economie du Développement, 2009/1-2, no. 23, pp. 9-32.

Résumé

Ce chapitre analyse l'impact de l'instabilité macroéconomique, mesurée à travers l'instabilité du revenu moyen, mais aussi des prix agricoles internationaux, de la production agricole et des exportations, sur la survie infanto-juvénile. L'influence du niveau de revenu par tête sur la mortalité est fréquemment soulignée dans la littérature, mais une même croissance du revenu n'exerce pas le même effet sur la mortalité infanto-juvénile selon qu'elle est stable ou instable. Les hausses et les baisses du revenu sont en effet susceptibles d'avoir des effets asymétriques sur la mortalité.

L'objectif de cette analyse est précisément de montrer comment l'instabilité macroéconomique influence l'évolution de la mortalité infanto-juvénile à revenu moyen donné. L'étude est réalisée en panel à partir d'un échantillon de 97 pays en développement sur la période 1980-1999. L'effet des chocs exogènes est examiné d'abord à travers une variable d'instabilité du revenu. L'étude de la relation est ensuite approfondie à partir des sources primaires de l'instabilité du revenu : instabilité des prix agricoles mondiaux, instabilité des exportations de biens et services et instabilité de la production agricole.

Les résultats montrent que l'instabilité du revenu moyen, ainsi que les instabilités primaires ont un effet direct significatif sur le taux de survie infanto-juvénile. Cet effet apparaît non négligeable à court terme. En outre, l'instabilité semble avoir également un effet de plus long terme sur la survie, bien que de plus faible ampleur.

1. Introduction

La réduction de la mortalité infanto-juvénile est un des objectifs du millénaire le plus universellement accepté. Toutefois, un important débat est apparu sur les moyens de l'atteindre et son réalisme en ce qui concerne une grande partie des pays africains (Sahn et Stifel 2003). Les mesures recommandées pour la réalisation de cet objectif sont principalement des mesures d'ordre sanitaire (Sachs 2002). Or, sans sous-estimer l'importance de ces mesures, notamment les vaccinations, il semble de plus en plus évident que le rythme de réduction de la mortalité des enfants est en grande partie déterminé par l'évolution de l'environnement macroéconomique.

L'influence du niveau du revenu par tête sur la mortalité est certes fréquemment soulignée. Mais une même croissance du revenu n'exerce pas le même effet sur la survie des enfants selon qu'elle est stable ou instable. Nous supposons dans ce chapitre que les hausses et les baisses du revenu ont des effets asymétriques sur la mortalité. L'objectif de cette analyse est ainsi de montrer comment l'instabilité du revenu influence l'évolution de la mortalité infanto-juvénile. Comme l'instabilité du revenu global est elle-même en grande partie déterminée par des facteurs exogènes d'instabilité, tels que les instabilités des prix internationaux, des exportations ou bien du climat, analysées par ailleurs sous le terme d'« instabilités primaires » (Guillaumont, Guillaumont Jeanneney et Brun 1999), nous nous intéressons également à l'impact de celles-ci sur la survie des enfants.

Naturellement, l'analyse de l'impact des instabilités sur la mortalité infanto-juvénile implique de bien identifier les canaux par lesquels ces instabilités peuvent agir. L'un est leur effet sur la croissance économique moyenne, qui elle-même est un facteur important de moindre mortalité. Mais au-delà de ce canal, qui s'appuie sur une littérature bien établie, il existe deux autres canaux. Nous supposons qu'ils résultent soit de l'impact des instabilités sur l'évolution de la répartition des revenus pour une croissance donnée, soit, plus directement, d'un impact irréversible des chocs négatifs sur la mortalité. Ainsi, l'objectif est de saisir, à travers ces deux derniers effets, un impact général des instabilités sur la survie infanto-juvénile, autre que celui qui passe par le niveau du revenu moyen. Ce sujet est d'une importance particulière au regard de la crise économique actuelle.

L'estimation est réalisée en panel à partir d'un échantillon de 97 pays en développement sur quatre périodes de 5 ans entre 1980 et 1999 à l'aide de l'estimateur *GMM system*. L'effet des chocs exogènes est examiné d'abord à travers une variable d'instabilité du revenu. La relation est ensuite approfondie à partir des sources primaires d'instabilité : instabilité des prix agricoles mondiaux, instabilité des exportations de biens et services et instabilité de la production agricole. La façon dont les instabilités agissent sur la survie des enfants est exposée dans la section 2. La méthodologie et les données utilisées sont présentées dans la section 3. Les résultats sont analysés dans la section 4. La section 5 apporte des éléments de conclusion.

2. Trois canaux par lesquels les instabilités agissent sur la survie des enfants

Les chocs négatifs sur le revenu ou les chocs politiques sont susceptibles d'entraîner des hausses de mortalité, comme cela a été mis en lumière dans diverses études (Gakusi et al. 2005, Cornia et Panicià 2000 ou Shkolnikov et al. 1998). Dans ce chapitre, nous nous intéressons à l'effet, moins étudié, de l'instabilité, c'est-à-dire à l'effet de la succession de chocs positifs et négatifs. L'instabilité ainsi entendue (instabilité du revenu, des exportations, des termes de l'échange, du climat, etc.) exerce généralement deux types d'effets : des effets *ex ante* de risque, et des effets *ex post* d'asymétrie dus à des réactions différentes aux chutes et aux hausses de revenus, d'exportations (Guillaumont 2006). Les effets d'asymétrie sont plus faciles à mettre en évidence et, s'agissant des effets sur la mortalité, sont sans doute dominants. C'est ce que nous supposons en examinant les trois principaux canaux à travers lesquels les instabilités affectent la survie des enfants.

2.1 L'effet résultant d'une moindre croissance ou effet de revenu moyen

Les pays en développement sont souvent caractérisés par une forte instabilité macroéconomique. Ce constat a conduit à une importante littérature sur la relation entre instabilités et croissance (pour une vue d'ensemble voir Guillaumont 2006). Ainsi, de nombreux travaux ont testé soit l'effet négatif de l'instabilité de la croissance sur son niveau moyen (Ramey et Ramey 1995, Hnatkovska et Loayza 2005, Norrbin et Yigit

2005), soit l'effet des « instabilités primaires » (des exportations, des termes de l'échange, du climat) sur la croissance (pour le traitement simultané de plusieurs instabilités, voir par exemple Guillaumont, Guillaumont Jeanneney et Brun 1999). Le courant de recherche le plus ancien et le plus abondant est celui qui se rapporte aux effets de l'instabilité des exportations. Dans ces divers travaux, les auteurs supposent soit un effet de l'instabilité à travers l'incertitude et l'innovation, soit une asymétrie de la réponse aux chocs positifs et négatifs⁹³. De plus, plusieurs de ces travaux examinent au moyen de variables interactives les facteurs qui conditionnent l'impact des instabilités sur la croissance (Hnatkovska et Loayza 2005 pour la qualité des institutions, la profondeur financière et l'ouverture observée, Guillaumont 1994, Combes et Guillaumont 2002 pour la politique d'ouverture).

Si les instabilités ont un effet sur le niveau moyen du revenu, elles influencent par ce canal la mortalité. La relation entre le niveau de revenu moyen et les indicateurs de mortalité, en particulier l'espérance de vie, a été étudiée depuis longtemps (Preston 1975) et abondamment (cf. chapitre 1). Si elle ne fait en son principe aucun doute, sa forme fonctionnelle a été récemment débattue (Grigoriou 2005) : compte tenu du caractère borné de la variable de survie, la forme logistique doit être préférée à la forme logarithmique traditionnellement utilisée.

Dans ce chapitre, nous portons notre attention sur les effets de l'instabilité autres que ceux qui résultent d'un moindre revenu moyen. Nous ne revenons pas sur la relation entre instabilité et croissance du revenu et n'avons donc pas à considérer à ce titre la relation entre revenu moyen et mortalité. En revanche, nous allons voir que la forme fonctionnelle de la relation entre revenu moyen et mortalité a des implications quant aux effets de l'instabilité sur la mortalité.

⁹³ Notons que l'hypothèse d'asymétrie est plus particulièrement utilisée dans l'analyse des effets des instabilités primaires.

2.2 L'effet résultant d'une moindre contribution de la croissance économique à la réduction de la pauvreté et à l'amélioration de la santé

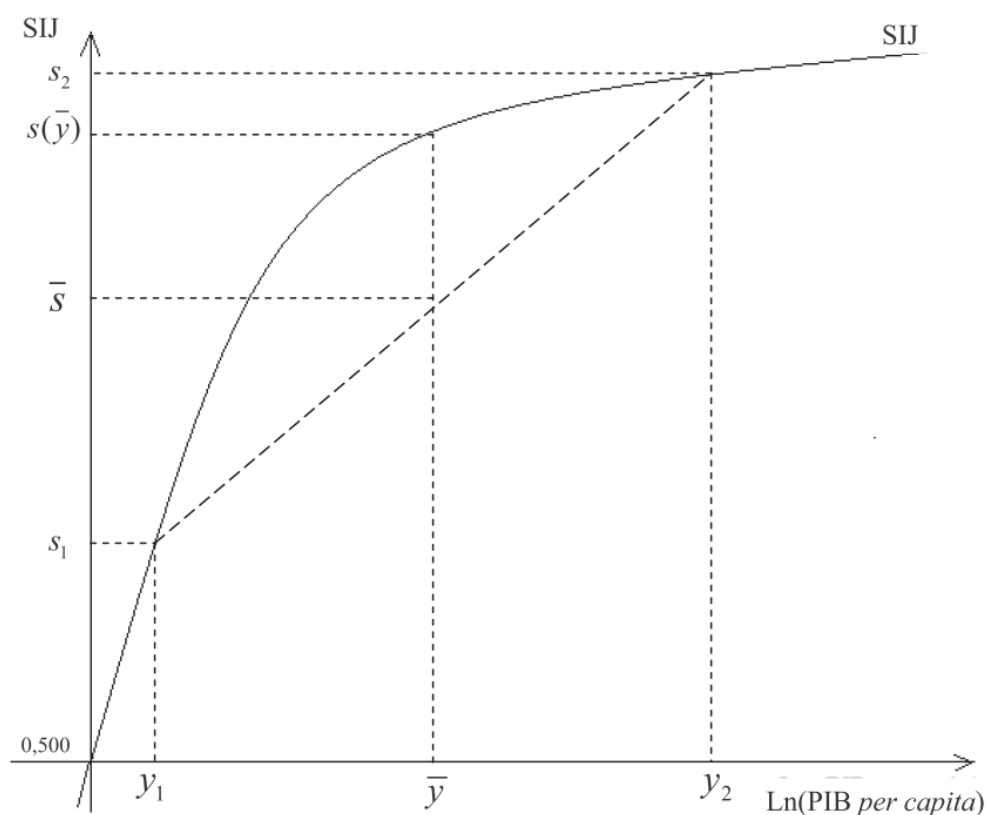
L'abondance des travaux relatifs aux effets positifs de la croissance du revenu sur la pauvreté (Ravallion et Chen 1997, Dollar et Kraay 2002, Bourguignon 2003, Adams 2004) contraste avec la rareté de ceux qui concernent les effets de l'instabilité de la croissance sur la pauvreté ou sur la mortalité. Certes l'effet de l'instabilité sur le niveau de pauvreté est souvent envisagé dans la littérature, notamment dans la littérature microéconomique, mais la relation entre l'instabilité du revenu et la réduction de la pauvreté pour une croissance moyenne du revenu a rarement été testée directement (Guillaumont 2006). Or, il est raisonnable de supposer que, pour une croissance donnée du revenu moyen, l'instabilité affecte le niveau de pauvreté, mesuré soit par son étendue, soit par sa profondeur. En effet, pour un niveau de croissance donné, l'instabilité a des effets asymétriques permanents sur les conditions de vie des pauvres (personnes dont le revenu se situe en dessous du seuil de pauvreté) et des « presque pauvres » (personnes proches de la ligne de pauvreté). Les pauvres et « presque pauvres » sont particulièrement exposés aux chocs négatifs, dont les effets ne sont pas totalement compensés par les chocs positifs. L'instabilité macroéconomique peut ainsi affecter le niveau de vie des plus pauvres sans nécessairement modifier le revenu moyen, et, par là, agrandir les inégalités au sein de la population. Par exemple, la déscolarisation des enfants dans les ménages ayant subi un choc, ou la perte de capital humain associée au licenciement, ou encore la liquidation d'actifs productifs sont asymétriques en ce sens qu'ils sont difficilement réversibles. Cette idée est directement héritée de la littérature microéconomique sur le « piège de la pauvreté », dont, en raison des conditions micro et macroéconomiques, il est difficile de sortir.

En influençant la répartition des revenus, l'instabilité est susceptible d'agir sur la pauvreté, et plus particulièrement sur la mortalité, sans nécessairement modifier le niveau moyen de revenu. L'effet de l'instabilité sur la distribution des revenus a fait l'objet de quelques rares études économétriques transversales (Breen et Garcia-Peñalosa 2005, Laursen et Mahajan 2005). De façon cohérente avec le résultat des études microéconomiques plus nombreuses (pour une revue, cf. Dercon 2006), Agénor (2002, 2004) ainsi que Laursen et Mahajan (2005) examinent les principales raisons pour

lesquelles les pauvres sont plus vulnérables que les « non-pauvres » : les pauvres ont des sources de revenu peu diversifiées, ils sont peu qualifiés et moins mobiles entre les secteurs et entre les régions, ils ont peu d'accès au marché du crédit et de l'assurance et ils dépendent plus largement des transferts publics et des services sociaux. Toutefois, les analyses des effets de l'instabilité sur le revenu parmi les différents groupes de revenu montrent que ce ne sont pas toujours les plus pauvres, mais plus souvent les populations de l'avant dernier quintile de revenu qui paraissent les plus affectées. C'est pourquoi nous supposons que les « presque pauvres » peuvent devenir durablement pauvres sous l'effet de l'instabilité.

L'effet des instabilités sur la répartition des revenus et sur la pauvreté monétaire est susceptible d'avoir des conséquences sur la mortalité dans la mesure où, au sein d'un même pays, la fonction de survie est concave : si l'instabilité modifie la répartition dans un sens plus inégalitaire, elle aura pour effet d'accroître la mortalité moyenne à revenu moyen donné. Or, la forme attendue de la relation entre survie infanto-juvénile et revenu est logistique, c'est-à-dire successivement convexe puis concave. Le point d'inflexion, situé à 500 pour mille, est atteint et dépassé par tous les pays de l'échantillon. Cela revient par conséquent à étudier uniquement la partie concave de la relation. Cela implique un effet négatif de l'inégalité sur la survie, pour un niveau moyen de revenu donné (Figure 4. 1).

Figure 4. 1 Le niveau de survie associé à un revenu égalitaire (stable) est supérieur à celui associé à un revenu inégalitaire (instable) $s(\bar{y}) > \bar{s}$



Source: Auteurs.

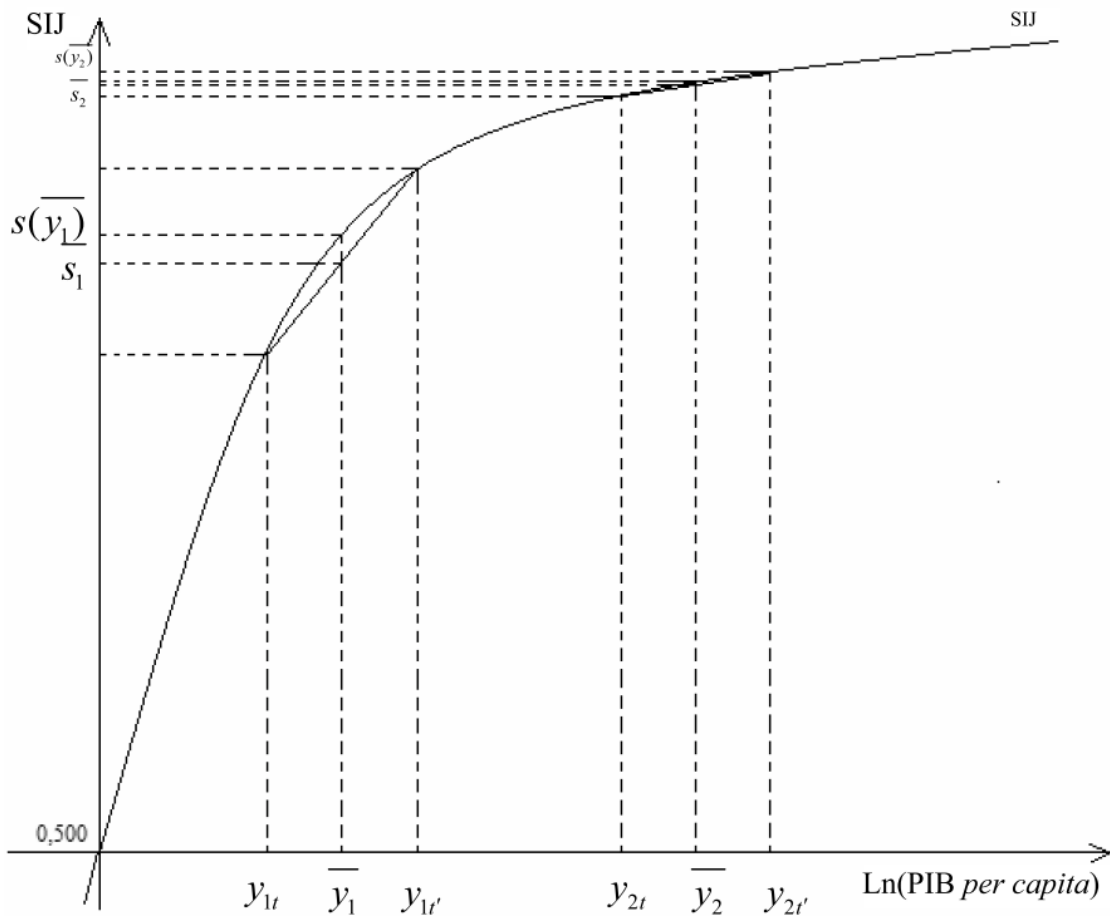
2.3 L'effet direct ou d'irréversibilité

L'instabilité macroéconomique peut affecter la survie des enfants sans nécessairement modifier ni le revenu moyen ni sa répartition. Elle se traduit en effet à court terme par des chocs économiques sur la santé dont l'effet sur la survie infanto-juvénile ne peut être compensé par un choc positif ultérieur : une chute brutale du revenu moyen entraîne une hausse de la mortalité en raison de la détérioration qu'elle entraîne dans l'état de la santé physique ou mentale. Cette détérioration peut devenir chronique, et en ce sens, irréversible. Elle peut provenir d'une diminution dans l'accès aux biens alimentaires, aux médicaments ou aux soins médicaux ou encore de conditions de vie subitement plus insalubres. Elle a été mise en évidence pour des circonstances critiques telles que les famines (Sen 1983) ou les difficultés de la transition dans certains pays de l'ex-URSS (Cornia et Paniccià 2000), mais elle est susceptible de se produire de façon plus générale à des degrés divers, et plus particulièrement chez les pauvres. Or, la

détérioration de l'état de santé conduit à une hausse de la mortalité qui ne peut être compensée par des chocs positifs : lorsque les conditions se renversent pour devenir plus favorables, la mortalité des enfants ne diminue pas au point d'assurer une compensation. Cet effet est susceptible d'agir à court terme (sur une période couvrant la durée d'un cycle), mais il peut aussi s'étendre au-delà, si la détérioration de l'état de santé, provoquée par de mauvaises conditions économiques transitoires, a des effets irréversibles.

Cet effet découle aussi de la forme concave de la fonction de survie : le niveau moyen de survie correspondant à un niveau de revenu moyen donné est plus élevé si celui-ci est stable que s'il est instable, comme on le voit également Figure 4. 1. L'« effet de répartition » diffère toutefois de l'effet d'irréversibilité. Le premier provient d'inégalités de revenus accrues lors de périodes de forte instabilité : celles-ci affectent durablement les plus pauvres et touchent moins les plus riches. L'effet d'irréversibilité est quant à lui directement axé sur la santé et illustre le fait que les périodes d'instabilité économique peuvent amoindrir l'état de santé de façon chronique, et donc irréversible.

Figure 4. 2 Le niveau moyen de survie associé à un revenu moyen stable est supérieur à celui associé à un revenu moyen instable, et ce d'autant plus que le revenu moyen est faible*



Note : * car les observations se situent dans la zone où la concavité diminue
Source: Auteur.

Il convient aussi d'examiner les implications du fait que le degré de concavité varie avec le niveau de revenu : pour un taux de survie supérieur à 500 pour mille, la concavité augmente puis diminue pour tendre à disparaître⁹⁴. Il en résulte que l'effet d'irréversibilité de l'instabilité sur la survie est successivement croissant puis décroissant avec le niveau moyen de revenu, le maximum étant atteint au point où la dérivée troisième de la fonction de survie est nulle. Mais ce point de retournement est atteint pour un niveau de revenu extrêmement faible, de sorte que tous les pays de l'échantillon sont situés au-delà de ce point. Il en résulte que l'effet direct de l'instabilité est attendu décroissant dans notre

⁹⁴ Nulle au point d'inflexion situé à 500 pour mille, la dérivée seconde de la fonction de survie est ensuite négative. De plus, sur cet intervalle, elle est d'abord décroissante puis croissante.

échantillon (Figure 4. 2), c'est-à-dire plus élevé dans les pays à faible revenu que dans les autres pays de l'échantillon.

Lorsque la relation est considérée non plus seulement à un moment donné mais en différentes périodes, il convient de tenir compte du fait qu'au cours du temps la relation entre le revenu par tête et la survie évolue, la courbe se déplaçant vers le haut sous l'effet du progrès technique, c'est-à-dire de l'amélioration et de la diffusion des connaissances. Or, comme la forme de la fonction est logistique, son déplacement vers le haut implique une concavité accentuée. Il en résulte que, plus le progrès technique est important, plus l'effet de l'instabilité sur le niveau moyen de survie doit être fort et plus cet effet doit décliner avec l'augmentation du revenu moyen.

Ainsi l'instabilité macroéconomique peut-elle réduire la survie infanto-juvénile de trois façons : elle réduit la croissance moyenne sur longue période et la rend plus inégalitaire - deux effets indirects concourant à une moindre réduction de la mortalité - mais aussi, elle augmente de façon directe et de manière irréversible la mortalité, lorsque les conditions de vie des pauvres se détériorent temporairement.

3. Méthode d'estimation

3.1 Définition de la variable à estimer et de la variable d'intérêt

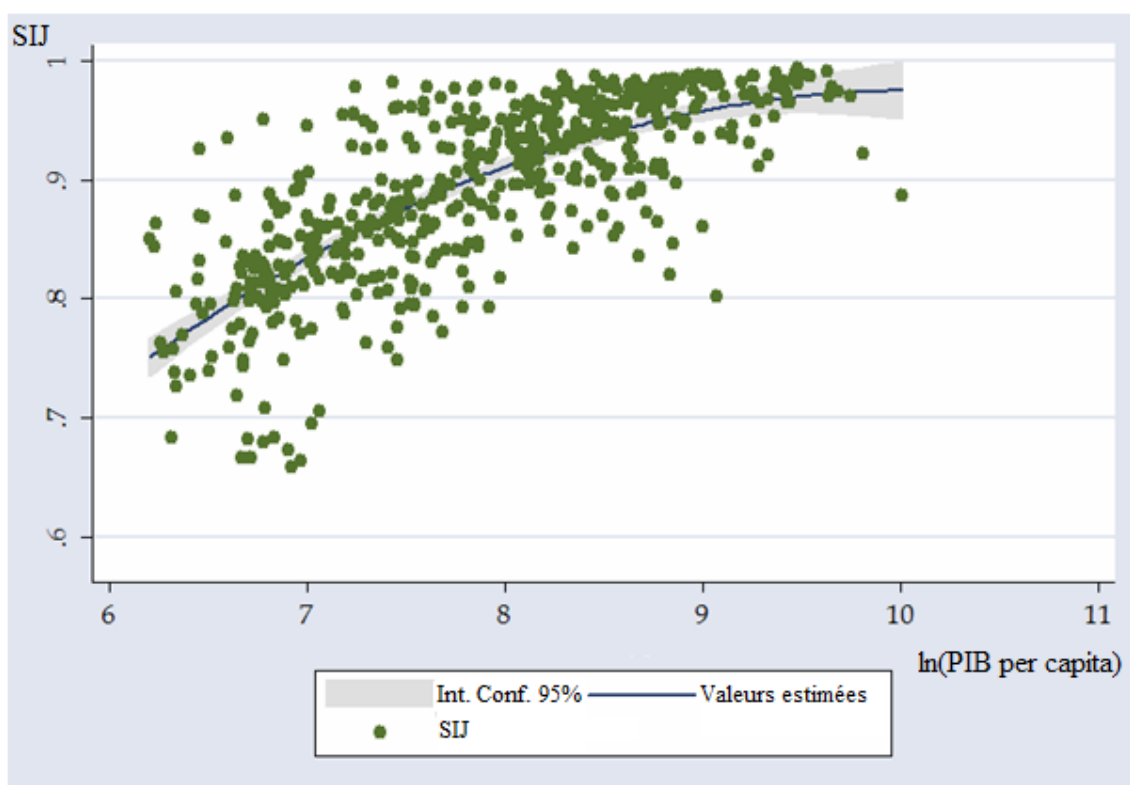
L'indicateur de survie infanto-juvénile étant borné asymptotiquement du fait de limites physiques, et parce qu'une augmentation de cet indicateur ne représente pas la même performance selon que son niveau initial est faible ou élevé, la meilleure forme fonctionnelle à examiner est celle où la variable est exprimée en logit comme Grigoriou (2005) l'a souligné (Figure 4. 3). Nous retenons ici comme indicateur la survie infanto-juvénile (SIJ) de préférence à la mortalité infanto-juvénile (MIJ), de sorte qu'un accroissement de l'indicateur reflète une amélioration, soit :

$$(4. 1) \quad S = \text{logit}(\text{SIJ}) = \ln\left(\frac{\text{SIJ}}{1 - \text{SIJ}}\right) = \ln(\text{SIJ}) - \ln(\text{MIJ})$$

avec MIJ taux de mortalité infanto-juvénile compris entre 0 et 1 et $\text{SIJ} = 1 - \text{MIJ}$

Le taux de survie infanto-juvénile est obtenu à partir des données de mortalité infanto-juvénile extraites des enquêtes démographiques et de santé (Demographic and Health Surveys) complétées par les estimations de l'Organisation Mondiale de la Santé (Ahmad, Lopez et Inoue 2000). Cette base de données correspond à une mise à jour complète et homogène des différents travaux conduits par l'UNICEF, la Banque Mondiale et les Nations Unies, et fournit des estimations du taux de mortalité infanto-juvénile moyen sur des périodes de 5 ans entre 1955 et 1999 pour 171 des 191 pays membres de l'Organisation Mondiale de la Santé.

Figure 4. 3 La fonction de survie estimée



Source: Auteur.

L'instabilité d'une variable est toujours mesurée relativement à une valeur de référence. Elle est souvent mesurée par l'écart-type du taux de croissance de la variable, c'est-à-dire par rapport à la moyenne des taux de croissance. Mais il est préférable de mesurer l'écart à la tendance. Le problème réside alors dans le choix de cette valeur tendancielle. Dans la mesure où la série peut n'être ni purement déterministe, ni purement stochastique, la valeur de référence peut être estimée à partir d'un ajustement mixte, combinant à la fois un élément déterministe et un élément stochastique (méthode utilisée

dans divers travaux du CERDI et retenue aux Nations Unies par le Comité des Politiques de Développement pour la mesure de l'indicateur de vulnérabilité économique EVI). L'indicateur retenu est l'écart moyen quadratique par rapport à la tendance mixte⁹⁵ :

$$(4.2) \quad \text{Ins}_{\text{quadra}} = 100 \sqrt{\frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n \left(\frac{Y_{j+k} - \hat{Y}_{j+k}}{\hat{Y}_{j+k}} \right)^2}$$

avec $\hat{Y}_j = \exp(\ln Y'_j)$ et $\ln Y'_j = a + b \cdot \ln Y_{j-1} + c \cdot j$
 j représente une année de la période t

3.2 Le modèle

Relation entre instabilité du revenu et survie infanto-juvénile

Le modèle qui permet de tester l'effet d'irréversibilité de l'instabilité du revenu sur la survie infanto-juvénile en contrôlant pour le niveau de revenu moyen est le suivant :

$$(4.3) \quad S_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Ins}_{it} + \alpha_2 \cdot y_{it} + \alpha_3 \cdot X_{it} + \mu_i + \eta_{it}$$

Ici, S_{it} est le logit du taux de survie infanto-juvénile pendant une période de cinq ans, y_{it} est le revenu par tête moyen de la période exprimé en logarithmes, X_{it} est un vecteur de variables de contrôle telles que l'importance des vaccinations ou l'éducation des femmes (exprimées en logarithmes), μ_i représente les effets inobservables spécifiques aux pays et η_{it} est le terme d'erreur. Ici, l'instabilité du revenu (Ins_{it}) influence le taux de survie indépendamment du niveau de revenu moyen. Le coefficient de l'instabilité capte

⁹⁵ Cette mesure s'avère la mieux adaptée à notre étude. Toutefois, des tests de robustesse ont été effectués à partir de mesures alternatives telles que l'écart-type des taux de croissance annuels et l'écart moyen absolu par rapport à la tendance mixte:

$$\text{Ins}_{\text{absolu}} = \frac{100}{n} \sum \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{\hat{y}_t}$$

indistinctement les effets de répartition et les effets d'irréversibilité analysés dans la section précédente⁹⁶.

Nous choisissons dans un premier temps de mesurer l'instabilité du revenu par tête sur la même période t . Cette « instabilité présente » est mesurée par rapport à un trend mixte de quatre décennies (1960-2000) comme cela est expliqué plus haut. Par la suite, nous mesurons également l'instabilité sur la période précédente, pour capturer les effets susceptibles d'agir à plus long terme (notamment certains effets pouvant modifier la répartition des revenus). Cette « instabilité passée » saisit l'effet des chocs survenus entre 1975 et 1979 qui affectent la survie infanto-juvénile au cours de la période 1980-1984, puis l'effet des chocs survenus entre 1980 et 1984 qui affectent la survie infanto-juvénile au cours de la période 1985-1989, etc. Enfin, nous utilisons une mesure de l'instabilité sur une période de douze ans, i.e. une période couvrant les périodes passée et présente. En d'autres mots, cette « instabilité globale » saisit l'effet des chocs survenus entre 1972 et 1984 qui affectent la survie infanto-juvénile au cours de la période 1980-1984, puis l'effet des chocs survenus entre 1977 et 1989 qui affectent la survie infanto-juvénile au cours de la période 1985-1989, etc.

Relation entre instabilités primaires et survie infanto-juvénile

Nous analysons également l'effet des instabilités primaires sur la survie des enfants parce que nous supposons qu'elles sont les principales sources d'instabilité du revenu. Les pays à faible revenu étant souvent caractérisés par une part importante des produits de base dans les exportations et par une forte exposition aux catastrophes naturelles, l'incidence de l'instabilité des prix internationaux des produits agricoles et celle des chocs climatiques y est supposée plus élevée que dans les pays riches (FMI 2003). Pour tester l'effet des instabilités primaires, nous introduisons successivement dans le modèle l'instabilité des exportations de biens et services en dollars constants (en ce sens, cette mesure des exportations est une mesure du volume), l'instabilité de la production agricole par tête (utilisée comme proxy de l'instabilité climatique) et l'instabilité des prix agricoles

⁹⁶ Il ne nous a pas paru approprié d'introduire le coefficient de Gini dans le modèle pour isoler l'effet d'irréversibilité, puisque ce dernier peut affecter le coefficient de Gini.

mondiaux⁹⁷. Les modèles économétriques permettant de tester l'effet direct des instabilités primaires sur la survie pour un revenu donné sont analogues au modèle précédent⁹⁸.

3.3 Source des données, description des variables et choix de l'échantillon

L'analyse économétrique repose sur un panel de 97 pays en développement pour les périodes 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 et 1995-1999. La composition de l'échantillon est donnée en annexe dans le Tableau A-4. 1. Afin de contrôler pour les effets inobservables spécifiques aux pays, la potentielle endogénéité de nos régresseurs et le biais de variables omises, nous utilisons l'estimateur *GMM system*.

Dans chacun des modèles estimés, nous introduisons deux variables de contrôle importantes mais dont la disponibilité est relativement plus limitée (ce qui a pour conséquence de réduire l'échantillon) : le taux de vaccination diphtérie-coqueluche-tétanos (DPT) des enfants de moins d'un an (WDI 2005) ainsi que le nombre moyen d'années de scolarisation des femmes de plus de 25 ans (Barro et Lee 2000).

Pour les variables dont nous mesurons l'instabilité, le revenu moyen est mesuré par le PIB par tête exprimé en dollars constants en 2000 (WDI 2005). La variable d'instabilité des exportations est mesurée à partir du total des exportations de biens et services en dollars constants, base 100 en 2000 (WDI 2005). La variable d'instabilité climatique est mesurée à partir de l'indice de production agricole par tête extrait de la base de données FAOSTAT 2006⁹⁹. L'indice des prix agricoles internationaux est un indice de type Deaton-Miller¹⁰⁰ construit à partir des séries de prix IFS 2005¹⁰¹, converti en monnaie locale, déflaté par la valeur unitaire à l'exportation des pays développés.

⁹⁷ Il est aussi possible de combiner ces deux instabilités primaires en un indice de chocs exogènes, à travers une moyenne simple ou pondérée. Les résultats obtenus n'étaient pas concluants.

⁹⁸ L'instabilité politique n'est pas considérée comme telle dans le modèle. Elle ne peut pas être traitée comme une instabilité primaire puisqu'elle dépend elle-même des instabilités primaires listées précédemment.

⁹⁹ FAOSTAT est une base de données développée par la FAO, i.e. l'organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture

¹⁰⁰ L'indice de type Deaton-Miller est une moyenne géométrique pondérée. Ici, le prix de chaque produit est pondéré par sa part dans la valeur totale de la production agricole en 1990 :

$$P_{it} = \prod_j P_{jt}^{w_{j0}}$$

4. Résultats

4.1 Statistique descriptive

Comme cela a été dit précédemment, l'analyse économétrique repose sur un panel de 97 pays en développement pour lesquels nous disposons de 4 observations : 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 et 1995-1999. Le panel n'est pas cylindré. En outre, l'échantillon peut varier sensiblement selon l'introduction des variables¹⁰².

Le Tableau 4. 1 donne la description statistique des variables. Elle révèle une certaine hétérogénéité au sein de l'échantillon : le taux de mortalité infanto-juvénile est multiplié par 3.2 entre le premier et le troisième quartile, le taux de vaccination par presque 2 et le niveau d'éducation par 3.4. Nous observons également une certaine hétérogénéité dans les niveaux d'instabilité (elle est multipliée par 2 environ lorsqu'on passe du premier quartile au troisième quartile). Cependant, si l'instabilité du revenu et celle de la production agricole restent modérées en moyenne sur l'échantillon (respectivement 4.14% et 6.22%), l'instabilité des exportations et celle des prix internationaux (qui sont liées) s'avèrent en moyenne plutôt importantes puisqu'elles atteignent respectivement 10.83 et 16.63%.

4.2 Les effets de l'instabilité sur la survie

L'effet de l'instabilité sur la survie a été testé à partir d'un modèle semi-logarithmique. En effet, un doublement de l'instabilité ne devrait pas affecter de la même manière le taux de survie selon que le niveau initial d'instabilité est faible ou élevé. La variable d'intérêt n'est donc pas exprimée en logarithme, contrairement aux variables de contrôle.

¹⁰¹ IFS (international financial statistics) est une base de données développée par le FMI.

¹⁰² En particulier, l'estimation du modèle permettant de tester l'effet de l'instabilité des prix agricoles internationaux sur la survie est menée sur un échantillon réduit au groupe des pays exportateurs de produits agricoles, c'est-à-dire les pays dont les exportations de produits agricoles représentent au moins 50% des exportations de produits primaires.

Tableau 4. 1 Statistiques descriptives

	SIJ	MIJ	PIB	VACCIN	EDUC
Minimum	0.67	0.01	494.11	1.00	0.10
Maximum	0.99	0.33	18323.86	99.00	8.18
Moyenne	0.89	0.11	3358.55	61.23	3.12
1er quartile	0.84	0.05	1283.18	42.25	1.37
2e quartile	0.90	0.10	2563.61	65.60	2.86
3e quartile	0.95	0.16	4636.39	82.20	4.68
Nb pays	97	97	97	97	67

	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
Minimum	0.36	0.97	0.96	2.30
Maximum	18.54	62.65	22.57	124.72
Moyenne	4.14	10.83	6.22	16.63
1er quartile	2.34	5.87	3.22	8.94
2e quartile	3.58	8.81	4.71	12.75
3e quartile	5.38	13.12	8.54	17.96
Nb pays	97	82	92	43

MIJ	Taux de mortalité infanto-juvénile, compris entre 0 et 1.
SIJ	Taux de survie infanto-juvénile, compris entre 0 et 1 (SIJ = 1 - MIJ).
PIB	Produit intérieur brut par habitant, exprimé en parité de pouvoir d'achat, dollars internationaux constants (base 2000).
VACCIN	Taux de vaccination DPT des enfants de moins d'un an.
EDUC	Nombre moyen d'années de scolarisation des femmes de plus de 25 ans.
INS(PIB)	Instabilité du revenu par tête exprimé en dollars constants (2000).
INS(X)	Instabilité des exportations de biens et services en dollars constants (2000).
INS(AGRI)	Instabilité de la production agricole par tête.
INS(Pw)	Instabilité de l'indice des prix agricoles mondiaux.

Le Tableau A-4. 2 en annexe présente les résultats de l'estimation de l'effet de l'« instabilité présente » (mesurée par l'écart quadratique à la tendance mixte) sur le logit de la survie, par la méthode des *GMM system*. Pour élargir l'échantillon, nous choisissons de faire également les régressions sans introduire la variable d'éducation, qui fait perdre beaucoup d'observations. L'effet de l'instabilité du revenu moyen sur la survie s'avère significatif au seuil de 1% pour les deux échantillons. De même, les instabilités primaires s'avèrent significatives (seulement sur le petit échantillon pour l'instabilité des exportations). De plus, l'effet de l'instabilité du revenu sur la survie a été testé avec deux autres mesures de l'instabilité (l'écart-type du taux de croissance annuel et l'écart moyen

absolu à la tendance). Les résultats s'avèrent également significatifs (ils ne sont pas présentés ici). Nous estimons également un modèle incluant le terme interactif $Ins_{it} * y_{it}$ pour tester l'hypothèse d'un effet de l'instabilité décroissant avec le niveau de revenu. Les résultats ne sont pas significatifs (ils ne sont pas présentés ici). En fait, bien que l'effet de l'instabilité soit susceptible de décroître avec le revenu (au-delà d'un certain seuil), ce phénomène ne semble pas très prononcé dans notre échantillon. Ceci peut être mis en lumière par l'examen de la fonction logistique estimée. A partir des résultats présentés dans Tableau A-4. 2, colonne 1, nous obtenons la relation suivante (pour un niveau moyen de vaccination):

$$(4.4) \quad \text{LogitSIJ} = 0,9 \ln(\text{PIB}) - 4,5$$

Ce qui est équivalent à :

$$(4.5) \quad \text{SIJ} = \frac{1}{1 + \exp^{-(0,9 \ln(\text{PIB}) - 4,5)}}$$

A partir de l'équation (4. 5), nous obtenons la fonction dérivée seconde. Celle-ci est négative et croissante, ce qui signifie que la courbe est concave et que la concavité diminue quand le revenu augmente. Néanmoins, nous observons que cette diminution de l'effet de l'instabilité peut s'avérer faible, dès lors que la plupart des observations se situe dans la partie droite de la courbe logistique, à l'endroit où la concavité varie peu (le niveau de revenu le plus faible de l'échantillon est égal à 500 dollars PPA). Ceci peut expliquer l'absence de significativité des résultats concernant l'effet de l'instabilité qu'on attendait décroissant avec le niveau de revenu.

Le Tableau 4. 3 donne l'impact marginal de l'instabilité (mesuré à partir des formules de calculs fournies dans le Tableau 4. 2) selon différentes valeurs de la survie¹⁰³ : lorsque l'instabilité du revenu augmente de 5 points, le taux de survie moyen diminue de 0.018 unités (0.024 unités pour le premier quartile de survie). Autrement dit, le taux de mortalité moyen est fortement affecté puisqu'il passe de 110 à 128 pour mille (de 160 à 184 pour mille pour le premier quartile de survie). En outre, l'impact marginal de l'instabilité du revenu est 2.8 fois plus fort pour le premier quartile de survie que pour le troisième.

¹⁰³ En effet, l'élasticité de la survie par rapport à l'instabilité dépend du niveau de survie en raison de la forme logistique appliquée à la variable de survie.

Tableau 4. 2 Calculs de l'impact de l'instabilité (Ins) sur la survie infanto-juvénile (s)

Spécification	Dérivée	$\frac{ds}{dIns} = \beta$	Interprétation
$\ln\left(\frac{s}{1-s}\right) = \alpha + \beta.Ins$	$\frac{1}{s.(1-s)}.ds = \beta.dIns$	$\frac{ds}{dIns} = \beta.s.(1-s)$	L'impact marginal dépend de β et de $s.(1-s)$.

Source: d'après une analyse de Grigoriou 2005

Tableau 4. 3 Impact marginal de l' « instabilité présente » sur la survie infanto-juvénile

	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
À la moyenne de SIJ	-0.0036	-0.0009	-0.0019	-0.0010
Au 1 ^{er} quartile de SIJ	-0.0047	-0.0012	-0.0025	-0.0013
Au 2 ^d quartile de SIJ	-0.0032	-0.0008	-0.0017	-0.0009
Au 3 ^e quartile de SIJ	-0.0017	-0.0004	-0.0009	-0.0004

Calculs effectués selon les formules développées dans le Tableau 4. 2, à partir des coefficients de l'instabilité obtenus colonnes 2, 4, 6, et 8 du Tableau A-4. 2, et à différents niveaux de SIJ (moyenne de l'échantillon, premier, deuxième et troisième quartile de l'échantillon)

Les résultats concernant l'effet de l'instabilité des exportations, de l'instabilité climatique et de l'instabilité des prix agricoles internationaux peuvent être analysés de manière analogue : lorsque l'instabilité des exportations augmente de 10 points, le taux de mortalité moyen passe de 110 à 119 pour mille (de 160 à 172 pour mille pour le premier quartile de survie). De même, lorsque l'instabilité de la production agricole augmente de 10 points, le taux de mortalité moyen passe de 110 pour mille à 129 pour mille (de 160 à 185 pour mille pour le premier quartile de survie). Enfin, lorsque l'instabilité des prix agricoles internationaux augmente de 10 points, le taux de mortalité moyen passe de 110 pour mille à 120 pour mille (de 160 à 173 pour mille pour le premier quartile de survie).

Le Tableau A-4. 3 donne l'effet de l' « instabilité passée » (celui de l'instabilité du revenu, puis celui des instabilités primaires), qui apparaît significatif sur les deux échantillons. Le Tableau 4. 4 donne l'impact marginal de l' « instabilité passée » pour différentes valeurs du taux de survie infanto-juvénile : quand l'instabilité du revenu augmente de 5 points, le taux moyen de survie diminue de 0.0155 unités (0.0205 unités pour le premier quartile de survie). Autrement dit, le taux moyen de survie passe de 110 à 125 pour mille (de 160 à 180 pour mille pour le premier quartile de survie).

Tableau 4. 4 Impact marginal de l' « instabilité passée » sur la SIJ

	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
Moyenne de SIJ	-0.0031	-0.0013	-0.0025	-0.0001
Premier quartile de SIJ	-0.0041	-0.0017	-0.0033	-0.0001
Second quartile de SIJ	-0.0028	-0.0012	-0.0022	-0.0001
Troisième quartile de SIJ	-0.0014	-0.0006	-0.0011	0.0000

Calculs effectués selon les formules développées dans le Tableau 4. 2, à partir des coefficients de l'instabilité obtenus colonnes 2, 4, 6, et 8 du Tableau A-4. 3, et à différents niveaux de SIJ (moyenne de l'échantillon, premier, deuxième et troisième quartile de l'échantillon)

Le Tableau A-4. 4 montre de la même manière l'effet de l' « instabilité globale » (excepté pour l'instabilité des exportations qui n'est significative que sur l'échantillon large). Notons que les coefficients de l' « instabilité globale » sont plus importants que les coefficients de l' « instabilité passée » (Tableau A-4. 3) et que ceux de l' « instabilité présente » (Tableau A-4. 2). En effet, l' « instabilité globale » prend en compte, de façon plus complète, à la fois l'effet d'irréversibilité, susceptible de se produire au cours de la période présente, et l'effet de répartition, davantage susceptible de se produire sur le long terme, i.e. via l'instabilité de la période précédente. Le Tableau 4. 5 donne l'impact marginal de l' « instabilité globale » sur la survie infanto-juvénile : quand l'instabilité du revenu augmente de 5 points, le taux de survie moyen diminue de 0.037 unités (0.049 unités pour le premier quartile de survie). Ainsi, le taux de mortalité moyen est fortement affecté, puisqu'il passe de 110 à 147 pour mille (de 160 à 209 pour mille pour le premier quartile de survie).

Tableau 4. 5 Impact marginal de l' « instabilité globale » sur la SIJ

	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
Moyenne de SIJ	-0.0074	-0.0016	-0.0047	-0.0012
Premier quartile de SIJ	-0.0098	-0.0021	-0.0064	-0.0016
Second quartile de SIJ	-0.0066	-0.0014	-0.0043	-0.0011
Troisième quartile de SIJ	-0.0034	-0.0008	-0.0021	-0.0005

Calculs effectués selon les formules développées dans le Tableau 4. 2, à partir des coefficients de l'instabilité obtenus colonnes 2, 4, 6, et 8 du Tableau A-4. 4, et à différents niveaux de SIJ (moyenne de l'échantillon, premier, deuxième et troisième quartile de l'échantillon)

4.3 L'aide extérieure pourrait-elle compenser les effets de l'instabilité ?

Ces résultats suggèrent que traiter des questions d'instabilité macro-économique peut être un moyen efficace d'améliorer la santé dans les pays en développement. En particulier, l'aide internationale pourrait jouer un rôle d'assurance. Il a en effet été établi que l'aide est plus efficace dans les pays vulnérables aux chocs exogènes, car elle permet d'atténuer leurs effets négatifs sur la croissance : l'impact stabilisateur de l'aide est un facteur important de son efficacité sur la croissance (Chauvet et Guillaumont 2001, 2004, 2009). Plus spécifiquement, l'aide s'avère plus efficace sur la croissance dans les pays vulnérables, i.e. à forte instabilité climatique et commerciale (Chauvet et Guillaumont 2001, 2004, 2009). De même, l'aide permet d'amortir les effets néfastes des chocs de prix, en particulier par le biais de variations contracycliques de l'aide (Collier et Dehn 2001).

Ainsi, l'aide pourrait permettre d'amortir l'influence néfaste de l'instabilité macro-économique sur la survie des enfants. Partant de cette idée, nous développons le modèle économétrique suivant et menons des estimations préliminaires :

$$(4.6) \quad S_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Ins}_{it} + \alpha_2 \cdot y_{it} + \alpha_3 \cdot X_{it} + \alpha_4 \cdot \text{Aid}_{it} \cdot \text{Ins}_{it} + \alpha_5 \cdot \text{Aid}_{it} + \mu_i + \eta_{it}$$

Ici, Aid_{it} représente l'aide publique au développement totale nette¹⁰⁴. L'hypothèse du modèle est que l'aide compense les effets négatifs de l'instabilité sur la survie des enfants. Nous attendons ainsi que le coefficient α_4 de la variable interactive *Aide x Instabilité* soit positif et significatif. Les résultats se trouvent en annexe, Tableau A-4. 5, mais ils ne concordent pas avec nos hypothèses : le coefficient α_4 est certes positif mais non significatif. De plus, l'aide globale exprimée en pourcentage affiche un coefficient négatif et significatif, ce qui suggère qu'elle a un effet négatif sur la survie des enfants¹⁰⁵. Or, nous avons vu dans le chapitre 2 que l'aide, lorsqu'elle est affectée à la santé, a un effet positif sur la santé. Les données sur l'aide affectée à la santé n'étant fiables qu'à partir de 1995 (pour les engagements), l'analyse de l'effet stabilisateur de l'aide sur la survie pourrait être poussée en testant le modèle (4. 6) sur une période plus récente et avec des données sur l'aide affectée à la santé.

¹⁰⁴ Nous n'utilisons pas l'aide affectée à la santé, car la période étudiée est 1980-1999, et les données sur l'aide affectée à la santé ne sont fiables qu'à partir de 1995 (pour les engagements).

¹⁰⁵ Ce qui est possible, vus les risques de désresponsabilisation des Etats ou les problèmes liés à la gestion de l'aide.

5. Conclusion

Nous soutenons dans ce chapitre que les instabilités macroéconomiques sont susceptibles d'affecter la survie infanto-juvénile au-delà de ce qui résulte de leur impact sur la croissance du revenu par tête. En effet, elles exercent une influence non réversible sur la mortalité, en raison de l'asymétrie de réaction de la santé des enfants aux chocs positifs et négatifs. De plus, ces instabilités sont susceptibles d'entraîner une plus forte inégalité des revenus (les « presque pauvres » étant supposés souffrir davantage des chocs de revenus), ce qui réduit le taux de survie moyen des enfants.

L'analyse économétrique a permis d'établir, tout en contrôlant pour l'impact du revenu moyen, plusieurs types de résultats concernant la relation entre instabilités et survie infanto-juvénile : l'instabilité du revenu moyen, ainsi que les instabilités primaires (instabilité climatique, instabilité des exportations et instabilité des prix agricoles mondiaux), qui sont les principales sources de l'instabilité du revenu, sont apparues avoir un effet direct négatif significatif sur le taux de survie infant-juvénile des pays en développement de notre échantillon. Cet effet s'est avéré d'une ampleur non négligeable, puisqu'en augmentant de 5 points, l'instabilité du revenu « présente » est susceptible d'entraîner un accroissement du taux de mortalité de 16%. De plus, l'instabilité du revenu semble avoir également un effet de plus long terme sur la survie (« instabilité passée »), bien que de plus faible ampleur.

Même s'ils peuvent être améliorés, ces résultats suggèrent que traiter des questions d'instabilité macro-économique peut être un moyen efficace d'améliorer la santé dans les pays en développement. En particulier, l'aide internationale pourrait jouer un rôle important. Il a en effet été établi par ailleurs que l'aide est plus efficace dans les pays vulnérables aux chocs exogènes, car cela atténue leurs effets négatifs sur la croissance : l'impact stabilisateur de l'aide est un des facteurs principaux de son efficacité sur la croissance (Chauvet et Guillaumont 2001, 2004, 2009). Etant donné que le PIB par habitant exerce un effet positif sur la santé, alors, par ce biais, l'aide compense les effets négatifs de l'instabilité à travers le PIB par habitant. Par ailleurs, l'aide pourrait permettre plus directement de compenser les effets négatifs de l'instabilité sur la survie des enfants. Les premières estimations menées dans ce chapitre ne suggèrent rien de tel, mais elles

méritent d'être approfondies, notamment sur une période plus récente, afin de pouvoir exploiter les données d'aide affectée à la santé.

Les résultats de ce chapitre quant aux effets de l'instabilité sur la survie des enfants peuvent être complétés dans plusieurs directions. L'une de ces directions est abordée dans le chapitre suivant : l'analyse menée des effets de l'instabilité de la croissance sur la réduction de la pauvreté complète et soutient les résultats trouvés dans ce chapitre.

Annexe

Tableau A-4. 1 Pays de l'échantillon

* Algérie	Gabon	Nigeria
Angola	* Gambie	Oman
* Argentine	* Ghana	* Pakistan
* Bangladesh	* Guatemala	* Papouasie N. Guinée
Belize	Guinée	* Paraguay
* Bénin	Guinée-Bissau	* Pérou
* Bolivie	* Guyane	* Philippines
* Botswana	* Haïti	* Rwanda
* Brésil	* Honduras	Samoa
Burkina Faso	* Inde	Arabie Saoudite
* Burundi	* Indonésie	* Sénégal
Cambodge	* Iran, Rép. Islamique	* Sierra Leone
* Cameroun	* Jamaïque	Iles Salomon
Cape Vert	* Jordanie	* Afrique du Sud
* Centre Afrique, Rép.	* Kenya	* Sri Lanka
Tchad	Laos, PDR	* Soudan
* Chili	Liban	* Swaziland
* Chine	* Lesotho	* Syrie, Rép. Arabe
* Colombie	Madagascar	Tanzanie
Comores	* Malawi	* Thaïlande
* Congo, Rép. Dém.	* Malaisie	* Togo
* Congo, Rép.	* Mali	* Trinidad and Tobago
* Costa Rica	* Mauritanie	* Tunisie
Cote d'Ivoire	* Maurice	* Turquie
Djibouti	* Mexique	* Ouganda
* Dominicaine, Rép.	Mongolie	* Uruguay
* Equateur	Maroc	Vanuatu
* Egypte, Rép. Arabe	* Mozambique	* Venezuela
El Salvador	Namibie	Vietnam
Guinée Equatoriale	* Népal	Yémen, Rép.
Erythrée	* Nicaragua	* Zambie
Ethiopie	* Niger	* Zimbabwe
* Fiji		

Note: l'astérisque * identifie les pays qui sont dans le petit échantillon (colonne 2 du Tableau A-4. 2)

Tableau A-4. 2 Effet de l' « instabilité présente » sur la survie infanto-juvénile

Variable d'instabilité	INS(PIB)		INS(X)		INS(AGRI)		INS(Pw)	
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
Instabilité	-0.06***	-0.04***	-0.01	-0.01**	-0.04***	-0.02*	-0.01***	-0.01***
	<i>5.08</i>	<i>2.79</i>	<i>1.25</i>	<i>2.00</i>	<i>3.50</i>	<i>1.67</i>	<i>2.67</i>	<i>2.50</i>
PIB par habitant	0.88***	0.75***	0.83***	1.01***	0.92***	1.09***	0.85***	0.81***
	<i>8.31</i>	<i>6.04</i>	<i>0.66</i>	<i>0.50</i>	<i>0.26</i>	<i>0.66</i>	<i>0.32</i>	<i>0.32</i>
Vaccination	0.16***	0.12*	0.21***	0.36***	0.18***	0.37***	0.28***	0.25**
	<i>2.91</i>	<i>1.85</i>	<i>3.35</i>	<i>2.75</i>	<i>3.57</i>	<i>3.16</i>	<i>3.77</i>	<i>2.18</i>
Education		0.22**		-0.11		-0.13		0.08
		<i>2.09</i>		<i>0.44</i>		<i>0.66</i>		<i>0.48</i>
Constante	-4.94***	-4.00***	-4.88***	-6.78***	-5.28***	-7.44***	-5.22***	-4.82***
	<i>6.42</i>	<i>4.14</i>	<i>6.20</i>	<i>2.99</i>	<i>5.51</i>	<i>3.61</i>	<i>7.54</i>	<i>2.73</i>
Nb observations	353	254	293	225	345	247	168	134
Nb pays	97	67	82	61	92	65	43	35
Hansen	0.07	0.14	0.03	0.12	0.09	0.07	0.11	0.23
AR1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.07	0.05
AR2	0.80	0.12	0.83	0.87	0.12	0.19	0.07	0.07

Estimateur: *GMM system*. Variable dépendante: logit du taux de survie infanto-juvénile (S). L'instabilité est mesurée sur chaque période t. INS(PIB): Instabilité du revenu par habitant, en dollars constants, base 2000. INS(X): Instabilité des exportations de biens et services, en dollars constants, base 2000. INS(AGRI): Instabilité de la production agricole par habitant. INS(Pw): Instabilité des prix agricoles mondiaux. Toutes les variables sont exprimées en logarithme, excepté l'instabilité. Périodes: 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994, 1995-1999. Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. La statistique de Hansen indique généralement que les instruments sont exogènes. Les tests AR(1) et AR(2) indiquent généralement qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation dans le modèle.

Tableau A-4. 3 Effet de l' « instabilité passée » sur la survie infanto-juvénile

Variable d'instabilité	INS(PIB)		INS(X)		INS(AGRI)		INS(Pw)	
	1	2	3	4	5	6	7	8
no. de colonne								
Instabilité	-0.04** <i>1.94</i>	-0.03* <i>1.62</i>	-0.01*** <i>3.00</i>	-0.01* <i>1.75</i>	-0.05*** <i>3.92</i>	-0.03* <i>1.69</i>	-0.00*** <i>2.94</i>	-0.00* <i>1.74</i>
PIB par habitant	1.04*** <i>6.18</i>	0.87*** <i>4.30</i>	0.93*** <i>8.98</i>	0.64*** <i>4.88</i>	0.85*** <i>6.23</i>	1.19*** <i>4.38</i>	0.91*** <i>10.45</i>	0.77*** <i>3.87</i>
Vaccination	0.30*** <i>3.47</i>	0.30*** <i>2.99</i>	0.20*** <i>3.00</i>	0.13* <i>1.74</i>	0.21*** <i>3.96</i>	0.44*** <i>3.11</i>	0.14** <i>2.51</i>	0.28** <i>2.58</i>
Education		0.06 <i>0.34</i>		0.34*** <i>3.04</i>		-0.23 <i>1.01</i>		0.09 <i>0.55</i>
Constante	-6.84*** <i>5.64</i>	-5.52*** <i>3.32</i>	-5.76*** <i>7.65</i>	-3.38*** <i>3.17</i>	-4.90*** <i>4.86</i>	-8.37*** <i>3.54</i>	-5.26*** <i>8.19</i>	-4.82*** <i>2.86</i>
Nb observations	339	251	267	218	349	251	168	134
Nb pays	95	67	79	63	93	66	43	35
Hansen	0.02	0.01	0.05	0.31	0.17	0.37	0.37	0.10
AR1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.01	0.00
AR2	0.50	0.24	0.31	0.12	0.42	0.54	0.41	0.46

Estimateur: *GMM system*. Variable dépendante: logit du taux de survie infanto-juvénile (S). L'instabilité est mesurée sur chaque période (*t-1*). INS(PIB): Instabilité du revenu par habitant, en dollars constants, base 2000. INS(X): Instabilité des exportations de biens et services, en dollars constants, base 2000. INS(AGRI): Instabilité de la production agricole par habitant. INS(Pw): Instabilité des prix agricoles mondiaux. Toutes les variables sont exprimées en logarithme, excepté l'instabilité. Périodes: 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994, 1995-1999. Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. La statistique de Hansen indique généralement que les instruments sont exogènes. Les tests AR(1) et AR(2) indiquent généralement qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation dans le modèle.

Tableau A-4. 4 Effet global de l' « instabilité passée et présente » sur la survie infanto-juvénile

Variable d'instabilité	INS(PIB)		INS(X)		INS(AGRI)		INS(Pw)	
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
Instabilité	-0.10*** <i>4.00</i>	-0.08** <i>2.34</i>	-0.01** <i>2.00</i>	-0.02 <i>1.64</i>	-0.09*** <i>3.15</i>	-0.05** <i>2.17</i>	-0.01** <i>2.33</i>	-0.01** <i>2.00</i>
PIB par habitant	0.87*** <i>8.35</i>	0.79*** <i>3.79</i>	0.85*** <i>7.82</i>	0.68*** <i>3.82</i>	0.80*** <i>6.30</i>	1.06*** <i>4.63</i>	0.83*** <i>9.52</i>	0.76*** <i>3.47</i>
Vaccination	0.14** <i>2.21</i>	0.20** <i>2.43</i>	0.21*** <i>3.12</i>	0.28*** <i>3.08</i>	0.23*** <i>4.40</i>	0.40*** <i>3.27</i>	0.30*** <i>3.87</i>	0.24* <i>1.91</i>
Education		0.11 <i>0.69</i>		0.15 <i>1.07</i>		-0.15 <i>0.77</i>		0.12 <i>0.63</i>
Constante	-4.56*** <i>6.14</i>	-4.35*** <i>2.73</i>	-5.08*** <i>6.57</i>	-4.01*** <i>2.86</i>	-4.26*** <i>4.44</i>	-7.10*** <i>3.59</i>	-5.04*** <i>7.31</i>	-4.45** <i>2.27</i>
Nb observations	328	248	262	214	349	251	168	134
Nb pays	94	67	77	62	93	66	43	35
Hansen	0.03	0.07	0.09	0.05	0.08	0.29	0.25	0.28
AR1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
AR2	0.88	0.55	0.61	0.87	0.25	0.32	0.26	0.13

Estimateur: *GMM system*. Variable dépendante: logit du taux de survie infanto-juvénile (S). L'instabilité est mesurée sur chaque période de 12 ans comprenant ($t-1$) et (t). INS(PIB): Instabilité du revenu par habitant, en dollars constants, base 2000. INS(X): Instabilité des exportations de biens et services, en dollars constants, base 2000. INS(AGRI): Instabilité de la production agricole par habitant. INS(Pw): Instabilité des prix agricoles mondiaux. Toutes les variables sont exprimées en logarithme, excepté l'instabilité. Périodes: 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994, 1995-1999. Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. La statistique de Hansen indique généralement que les instruments sont exogènes. Les tests AR(1) et AR(2) indiquent généralement qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation dans le modèle.

Tableau A-4. 5 L'aide extérieure compense-t-elle les effets négatifs de l'instabilité ?

Instruments de l'aide	-		classique		Tavares		Guillaumont Laajaj	
	1	2	3	4	5	6	7	8
Instabilité : INS(PIB)	-0.061*** <i>5.08</i>	-0.039*** <i>2.79</i>	-0.02 <i>1.35</i>	-0.023* <i>1.77</i>	-0.01 <i>0.72</i>	-0.027** <i>2.08</i>	-0.02 <i>0.65</i>	-0.02 <i>1.06</i>
PIB par habitant	0.881*** <i>8.31</i>	0.749*** <i>6.04</i>	0.654*** <i>3.54</i>	0.553*** <i>2.78</i>	0.487*** <i>2.83</i>	0.555*** <i>2.82</i>	0.600*** <i>3.03</i>	0.572*** <i>3.38</i>
Vaccination	0.160*** <i>2.91</i>	0.122* <i>1.85</i>	0.3241*** <i>4.50</i>	0.149** <i>2.07</i>	0.309*** <i>4.90</i>	0.177*** <i>2.68</i>	0.314*** <i>4.49</i>	0.150** <i>2.21</i>
Education		0.215** <i>2.09</i>		0.16 <i>1.25</i>		0.10 <i>1.06</i>		0.14 <i>1.29</i>
Aide*INS(PIB)			0.01 <i>0.63</i>	0.00 <i>0.40</i>	0.00 <i>0.25</i>	0.00 <i>0.40</i>	0.01 <i>0.50</i>	0.00 <i>0.43</i>
Aide			0.01 <i>0.09</i>	-0.118** <i>2.03</i>	-0.08 <i>1.23</i>	-0.130*** <i>2.77</i>	-0.04 <i>0.51</i>	-0.096* <i>1.75</i>
Constante	-4.935*** <i>6.42</i>	-3.995*** <i>4.14</i>	-3.943*** <i>2.63</i>	-2.48 <i>1.52</i>	-2.520* <i>1.95</i>	-2.55 <i>1.61</i>	-3.485*** <i>2.21</i>	-2.660* <i>1.86</i>
Nb observations	353	254	375	248	375	248	336	234
Nb pays	97	67	109	66	109	66	106	66
Hansen	0.07	0.14	0.03	0.10	0.03	0.09	0.08	0.20
AR1	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.00
AR2	0.80	0.12	0.99	0.03	0.58	0.04	0.73	0.16

Estimateur: *GMM system*. Variable dépendante: logit du taux de survie infanto-juvénile (S). L'instabilité est mesurée sur chaque période (*t*). INS(PIB): Instabilité du revenu par habitant, en dollars constants, base 2000. Toutes les variables sont exprimées en logarithme, excepté l'instabilité. Périodes: 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994, 1995-1999. Les T-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. La variable d'aide utilisée est l'aide publique au développement totale nette, exprimée en pourcentage du PIB ; nous n'avons pas utilisé l'aide à la santé car cette donnée est disponible tardivement et réduit considérablement la taille de l'échantillon et la dimension temporelle. Les instruments de l'aide sont ceux utilisés et développés dans les chapitres 2 et 3, à savoir : (1) L'instrumentation « classique » inclut les muettes temporelles, les retards d'aide sont inclus dans la stratégie des *GMM system* ; (2) L'instrumentation Tavares est basée sur la proximité des pays receveurs avec les donateurs bilatéraux (langue et religion communes, proximité géographique) et les décaissements d'aide totale de ces donateurs ; (3) L'instrumentation Guillaumont Laajaj est basée sur la relation passée de coopération en matière d'aide des pays receveurs avec les donateurs, et les décaissements d'aide totale de ces donateurs.

Chapitre 5

L'instabilité, facteur d'un moindre impact de la croissance sur la réduction de la pauvreté

Chapitre basé sur l'article « When unstable, growth is less pro poor », écrit en collaboration avec Patrick Guillaumont.

Résumé

Ce chapitre élargit le champ d'étude du chapitre précédent et analyse l'impact de l'instabilité du revenu sur la réduction de la pauvreté. En effet, l'instabilité macroéconomique est de plus en plus considérée comme un facteur réduisant la croissance économique, et, par ce biais, comme un facteur freinant la réduction de la pauvreté. En raison des trappes de pauvreté souvent examinées au niveau microéconomique, l'instabilité peut aussi résulter, pour un niveau de croissance moyen donné, en une réduction de la pauvreté moins importante.

Dans ce chapitre, nous estimons un modèle de changement de la pauvreté avec des données de panel pour plus de 80 pays entre 1981 et 2005. Nous trouvons que l'instabilité résulte en une plus faible réduction de la pauvreté pour un niveau de croissance donné. Cela reflète un effet sur la distribution non complètement capté par un changement dans le coefficient de Gini.

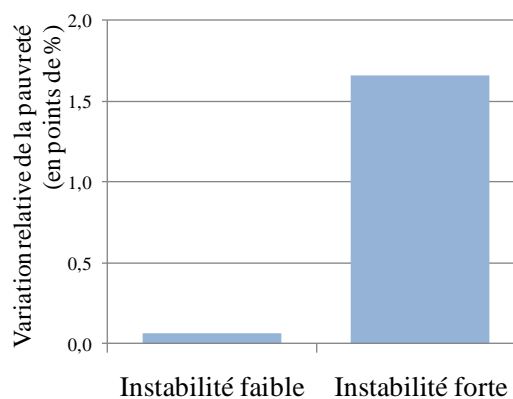
1. Introduction

L'analyse des déterminants de la variation de la pauvreté parmi les pays considère leur impact à travers la croissance du revenu par habitant et le changement de la distribution des revenus, cette dernière étant généralement mesurée par le coefficient de Gini. Les impacts des changements de revenu et de distribution sur la réduction de la pauvreté s'avèrent être dépendants de leur niveau initial (Bourguignon 2003, Heltberg 2004, Klasen et Misselhorn 2006). Cela pourrait être la raison pour laquelle aussi peu d'études transversales ont trouvé un impact des facteurs macroéconomiques sur la variation de la pauvreté. Dans ce chapitre, nous développons la thèse selon laquelle l'instabilité du niveau moyen de revenu joue un rôle.

En effet, l'instabilité macroéconomique est de plus en plus considérée comme un facteur réduisant la croissance moyenne du revenu, et, par ce biais, comme un facteur freinant la réduction de la pauvreté. Or, l'instabilité peut aussi être un facteur amoindrissant la réduction de la pauvreté pour un niveau donné de croissance économique. Dans ce chapitre, nous considérons que la volatilité du revenu freine la réduction de la pauvreté, à cause de l'existence de trappes à pauvreté, souvent examinées au niveau microéconomique (pour une revue, cf. Dercon 2006). Alors que de nombreuses études microéconomiques mettent en évidence l'impact des chocs et de la vulnérabilité sur la pauvreté, cette relation est très peu considérée au niveau macroéconomique. Ce chapitre a pour objectif de combler ce manque. Nous utilisons des données de pauvreté pour environ 85 pays, et nous trouvons que, pour un niveau de croissance donné, l'instabilité du revenu résulte généralement en une réduction de la pauvreté plus faible. La Figure 5. 2 illustre l'idée qui a amené à écrire ce chapitre.

Cette figure part du constat que la pauvreté croît davantage (ou diminue moins) lorsque l'instabilité est forte (Figure 5. 1).

Figure 5. 1 La pauvreté croît davantage (ou diminue moins) lorsque l'instabilité est forte

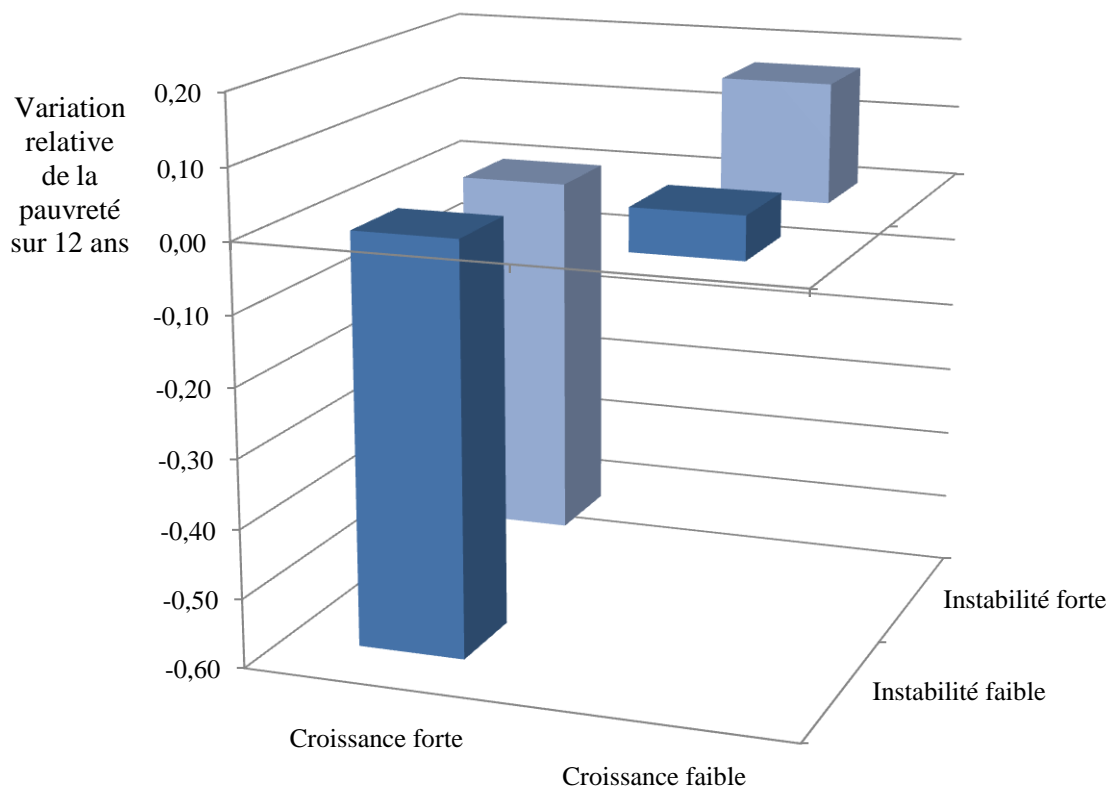


Note: Faible/Fort signifie au-dessous/au-dessus de l'observation médiane de l'échantillon
Source: calculs de l'auteur

Cela peut néanmoins être directement lié au fait que l'instabilité affecte négativement la croissance, et, par ce biais, ralentit la réduction de la pauvreté.

Pour pallier cette corrélation, la Figure 5. 2 divise l'échantillon en quatre catégories : les observations sont classées selon le niveau de croissance économique (fort ou faible, i.e. supérieur ou inférieur à la médiane de l'échantillon) d'une part, et selon le niveau de l'instabilité (idem) d'autre part. Premièrement, nous observons que, dans cet échantillon, lorsque la croissance économique est faible, il y a croissance de la pauvreté ; et lorsque la croissance économique est forte, il y a réduction de la pauvreté. Deuxièmement, et c'est ce qui nous intéresse pour la suite, dans le cas d'une faible croissance économique, la pauvreté augmente davantage lorsque l'instabilité est élevée. De même, lorsque la croissance économique est forte, la pauvreté diminue moins lorsque l'instabilité est élevée. Ces deux points suggèrent que l'impact négatif de l'instabilité sur la réduction de la pauvreté ne passe pas uniquement à travers une plus faible croissance économique : cela peut passer à travers un changement dans la distribution des revenus.

Figure 5. 2 La pauvreté croît davantage lorsque l'instabilité est plus forte



Note: Faible/Fort signifie au-dessous/au-dessus de l'observation médiane de l'échantillon
Source: calculs de l'auteur (cf. Tableau A-5. 1 en annexe).

Le chapitre est organisé de la façon suivante. La section suivante décrit les canaux par lesquels l'instabilité peut avoir un impact sur la pauvreté à un niveau macro. La troisième section développe un modèle de changement de la pauvreté incluant l'instabilité du revenu. La quatrième section présente quelques résultats d'estimations correspondant au modèle. Enfin, la dernière section synthétise les résultats et implications et suggère des pistes de recherches dans ce domaine.

2. L'instabilité du revenu et la variation de la pauvreté

Beaucoup de travaux ont examiné les effets de la croissance du revenu sur la pauvreté (Ravallion et Chen 1997, Bourguignon 2003, Dollar et Kraay 2002, Adams 2004, Heltberg 2004). Cependant, peu de travaux discutent des effets de l'instabilité du revenu sur la pauvreté (Guillaumont 2006, Guillaumont et al. 2009). Les effets des chocs sur la pauvreté sont pourtant souvent considérés dans la littérature ; la plupart de ces études, plutôt microéconomiques, soulignent que les chocs négatifs sur le revenu augmentent le nombre de personnes situées en dessous du seuil de pauvreté, au moins à court terme. Inversement, les chocs positifs ne résultent pas en une réduction proportionnelle de l'étendue de la pauvreté (regarder par exemple De Janvry et Sadoulet 2000). C'est pour cette raison que nous nous intéressons ici à l'instabilité du revenu, *i.e.* à la succession de chocs positifs et négatifs du revenu. L'instabilité, définie de cette manière, a généralement deux types d'effets sur le revenu : des effets *ex ante* de risques, et des effets *ex post* d'asymétrie, dus aux différentes réponses aux augmentations et réductions de revenus (Guillaumont 2006). Les effets d'asymétrie sont d'un intérêt particulier au regard de l'impact sur la pauvreté.

Cependant, ces deux effets jouent sur la variation de la pauvreté, à travers les deux canaux de transmission identifiés : la croissance économique et la distribution du revenu.

2.1 Effets résultant d'une croissance plus faible

Les pays pauvres sont souvent caractérisés par une instabilité macroéconomique forte. Cette observation a amené une littérature significative sur la relation entre les instabilités et la croissance (pour une revue, cf. Guillaumont 2006). Nombreux travaux ont mis en évidence les effets négatifs de l'instabilité de la croissance sur la croissance du

revenu, en général (Ramey et Ramey 1995, Hnatkovska et Loayza 2005, Norrbin et Yigit 2005, Aizenmann et Pinto 2005), et plus particulièrement en Afrique (Guillaumont et al. 1999).

Les effets négatifs de l'instabilité sur la croissance du revenu sont généralement supposés comme provenant de l'incertitude et de l'aversion au risque (effet *ex ante*). Cependant, ils peuvent aussi résulter de réponses asymétriques aux chocs positifs et négatifs (effet *ex post*).

Comme la croissance du revenu est un facteur majeur de la réduction de la pauvreté, alors l'instabilité du revenu nuit aux pauvres à travers son effet négatif sur la croissance économique. Selon le niveau initial de distribution du revenu, un niveau de revenu moyen plus faible amène à un pourcentage de la population sous la « ligne de la pauvreté » plus important, et inversement.

Dans cette étude, nous considérons principalement les effets de l'instabilité sur la pauvreté qui ne résultent pas d'un niveau de revenu plus faible¹⁰⁶. Cela signifie que nous ne réexaminons pas per se la relation entre instabilité et croissance du revenu. Nous nous focalisons plutôt sur les effets de l'instabilité sur la pauvreté passant par la distribution du revenu.

2.2 Effets résultant d'un changement de la distribution

Si l'instabilité du revenu affecte la distribution du revenu, alors cela affecte aussi la pauvreté pour un niveau de revenu moyen. Or, il est raisonnable de supposer que, pour un niveau de revenu donné, l'instabilité de la croissance affecte la distribution des revenus, et donc la pauvreté. Cette hypothèse repose sur les effets asymétriques permanents de l'instabilité sur les conditions de vie des pauvres (personnes en dessous du seuil de pauvreté) et des « presque pauvres » (personnes légèrement au-dessus du seuil de pauvreté). Les pauvres et « presque pauvres » sont particulièrement exposés aux chocs négatifs et sont par conséquent plus vulnérables à la nature cyclique de la croissance que les riches. En effet, durant des périodes de baisse, les personnes « presque pauvres », qui

¹⁰⁶ Cependant, nous prenons en compte cet effet dans la dernière partie, afin d'évaluer l'effet global de l'instabilité sur la variation de la pauvreté.

ne sont pas assurées, sont poussées sous la ligne de pauvreté, alors que pendant les périodes de hausse, elles ne peuvent pas se reprendre suffisamment pour retourner au-dessus de la ligne. Cela correspond à l'idée sous-jacente de trappe de pauvreté.

Se référant à des résultats microéconomiques (cf. Dercon 2006), Agénor (2002, 2004) ainsi que Laursen et Mahajan (2005) et Guillaumont Jeanneney et Kpodar (2005) examinent les principales raisons expliquant pourquoi les pauvres sont plus vulnérables que les non-pauvres : les pauvres ont des sources de revenus peu diversifiées et sont moins qualifiés et moins mobiles entre les secteurs et régions. De même, ils ont un faible accès au crédit et aux marchés de l'assurance et dépendent davantage des transferts publics et des services sociaux.

Par conséquent, durant une crise, les pauvres et « presque pauvres » sont les premiers à souffrir d'un choc négatif, et des décisions qui en découlent. Par exemple, ils ont des problèmes pour lisser leur consommation et, par là, pour maintenir à un bon niveau leurs apports nutritionnels (Dercon et Krishnan 2000, pour l'Éthiopie, 1994-95). Aussi, les parents peuvent décider de retirer leurs enfants de l'école (Thomas et al. 2004, pour l'Indonésie, 1998). De plus, les travailleurs non qualifiés sont les premiers à être licenciés (Agénor 2002, 2004). Il est noté également que certaines personnes choisissent de vendre leurs actifs productifs (Dercon 2006). Le point commun à tous ces événements est qu'ils sont tous asymétriques : ils ne sont pas aisément réversibles une fois que la crise est passée.

Ce sont les raisons pour lesquelles nous pensons que la crise pousse les pauvres et « presque pauvres » dans une trappe à pauvreté, alors que les personnes plus riches sont probablement mieux protégées, et donc moins vulnérables à l'instabilité. Cela peut être analysé comme une asymétrie parmi les réactions des différents groupes de revenus, face aux baisses et hausses de revenus.

Malgré le fait que l'instabilité du revenu puisse changer la distribution des revenus, seules quelques analyses économétriques transversales ont été réalisées sur le sujet (Breen et Garcia-Peñalosa 2005, Laursen et Mahajan 2005). Les analyses des effets de l'instabilité parmi les groupes de revenus montrent que l'avant-dernier quintile – et non pas le dernier – apparaît comme étant le plus affecté. Nous pouvons donc supposer que les

« presque pauvres » peuvent devenir « durablement pauvres » sous des conditions instables.

Cette dernière information amène à la conclusion que la distribution des revenus en présence de volatilité ne respecte pas l'hypothèse de distribution « log normale », comme supposé par Bourguignon (2003) et Klasen (2006). Il s'ensuit que l'impact de la volatilité sur la distribution des revenus n'est pas complètement capté à travers la variation du coefficient de Gini. En effet, le coefficient de Gini est un indice d'inégalités pertinent, mais il est connu qu'il ne fournit pas d'information sur la forme de la courbe de Lorenz. Or, au vu des observations citées ci-dessus, un résultat probable de l'instabilité est de changer la forme de la courbe de Lorenz (comme illustré par la Figure A-5. 1 en annexe) : comme l'instabilité affecte davantage les pauvres et « presque pauvres » que les riches, alors l'instabilité fait enfler la partie gauche de la courbe de Lorenz.

Par la suite, afin d'expliquer comment l'instabilité affecte la réduction de la pauvreté à cause de ses effets sur la distribution des revenus, nous devons considérer à la fois les effets de l'instabilité passant par un changement du coefficient de Gini et ceux passant par un changement de distribution non reflété par le coefficient de Gini.

En somme, l'instabilité macroéconomique peut augmenter la pauvreté de deux façons : en réduisant la croissance économique moyenne, et en la rendant plus inégale. De plus, cette montée des inégalités n'est pas forcément reflétée par le changement du coefficient de Gini.

3. Un modèle où le changement de pauvreté dépend de l'instabilité du revenu

3.1 Sources des données de la pauvreté

Les comparaisons transversales de changements de pauvreté sont possibles grâce au travail réalisé par la Banque Mondiale, et plus spécialement par Chen et Ravallion (2004, 2008). Les données utilisées dans ce chapitre sont collectées via PovcalNet¹⁰⁷. Elles

¹⁰⁷ Nous avons utilisé les données disponibles en février 2009, à : <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/jsp/index.jsp>.

proviennent de 675 enquêtes socio-économiques réalisées dans 116 pays. A partir de ces enquêtes, est estimée la distribution des dépenses de consommation ou des revenus parmi la population de chaque pays à la date de l'enquête. La proportion de personnes qui se situe en dessous d'une ligne de pauvreté donnée est ensuite calculée à partir de cette distribution.

Comme les enquêtes n'ont pas été réalisées durant les mêmes années, elles donnent l'évolution de la pauvreté à travers des périodes qui ne sont ni de la même taille, ni liées aux mêmes années. Or, si l'instabilité du revenu a un impact sur le changement de pauvreté, cet impact est attendu comme dépendant de la durée de la période d'instabilité. Les données de pauvreté doivent donc être utilisées à partir de périodes de temps identiques. L'interpolation des données d'enquêtes à des années de non-enquête¹⁰⁸ est réalisée par le même groupe de recherche de la Banque Mondiale : ils utilisent des données de comptes nationaux et des estimations basées sur des recensements de la population, pour chaque pays et année, ils combinent toutes ces informations, et calculent le nombre total de personnes vivant à différentes lignes de pauvreté internationales, mais aussi d'autres mesures de pauvreté et d'inégalité¹⁰⁹. Ici, nous optons pour la ligne de pauvreté à 1.25 dollars par jour et par personne, en prix internationaux de 2005.

A partir de ces données, nous construisons un échantillon, composé de quatre intervalles de six ans : 1981-87, 1987-93, 1993-99 et 1999-2005. Cet échantillon de 85 pays et 337 observations de variation de la pauvreté permet une étude économétrique en panel. Nous mesurons l'instabilité des revenus ayant lieu durant les six années de l'intervalle. Cela nous permet d'analyser l'effet de l'instabilité sur la variation de la pauvreté.

3.2 L'instabilité du revenu

L'instabilité d'une variable est toujours calculée relativement à une valeur de référence. Elle est souvent mesurée par l'écart-type du taux de croissance, *i.e.* relativement au niveau de croissance moyen. Elle peut aussi être mesurée – et c'est préférable – par la

¹⁰⁸ Cette opération peut amener à sous-estimer l'impact de l'instabilité qui ne passe pas par un changement de la forme de la courbe de Lorenz.

¹⁰⁹ Voir Chen et Ravallion (2004, 2008) pour les détails sur les sources de données et méthodes utilisées.

déviations par rapport à une tendance. Il s'ensuit le problème du choix de la valeur de tendance. Dans la mesure où les séries ne sont que peu probablement purement déterministes ou purement stochastiques, la valeur de référence peut être estimée à partir d'un ajustement mixte, combinant au même moment l'élément déterministe et l'élément stochastique (méthode utilisée dans différents travaux du CERDI et choisie par le Comité des politiques de développement, Nations Unies, pour la mesure de composantes d'instabilité de l'Indice de Vulnérabilité Economique (Nations Unies 2005, 2008)). L'indicateur sélectionné est la moyenne des écarts quadratiques relatifs à la tendance mixte¹¹⁰ :

$$\text{Ins}_{\text{quadra},i} = 100 \sqrt{\frac{1}{n+1} \sum_{t=0}^n \left(\frac{Y_{it} - \hat{Y}_{it}}{\hat{Y}_{it}} \right)^2}$$

Avec n = nombre d'années de la période sur laquelle est calculée l'instabilité

$$\hat{Y}_{it} = \exp\left(\ln(\ddot{Y}_{it})\right) \text{ et } \ln(\ddot{Y}_{it}) = \hat{a}_i + \hat{b}_i \cdot \ln(Y_{i,t-1}) + \hat{c}_i \cdot t$$

3.3 Facteurs basiques déterminant l'élasticité-revenu de la pauvreté

L'incidence de la pauvreté dépend du niveau moyen de revenu par tête et du degré d'inégalités de revenus. Ce dernier est la plupart du temps mesuré par le coefficient de Gini. Par conséquent, le modèle de changement de pauvreté est une fonction des changements respectifs de revenu par tête et de coefficient de Gini (Adams 2004). Cependant, comme cela a été clairement montré par Bourguignon (2003), l'élasticité-revenu de la pauvreté est déterminée arithmétiquement par les niveaux initiaux de revenu par tête et de coefficient de Gini. Il est montré qu'un niveau de développement plus faible et un niveau d'inégalité plus important réduisent tous deux l'élasticité-revenu de la pauvreté (Bourguignon 2003).

¹¹⁰ Dans ce chapitre, nous calculons l'instabilité du revenu à partir d'une tendance « globale » : cette tendance est estimée pour chaque pays à partir de toutes les observations disponibles entre 1960 et 2006. Nous utilisons aussi une alternative, et calculons l'instabilité à partir d'une tendance « glissante » calculée pour chaque pays sur les observations des 30 années précédentes.

Par conséquent, pour des valeurs données de ces niveaux initiaux, il y a un niveau attendu d'élasticité-revenu de la pauvreté. Cette élasticité attendue permet d'expliquer de manière large les changements de pauvreté pour un niveau de croissance du revenu par tête. Le modèle de variation de la pauvreté doit donc inclure les niveaux initiaux de revenu et de coefficient de Gini, chacun multiplié par la croissance du revenu et par le changement dans le coefficient de Gini. Le modèle est le suivant :

$$(5.1) \quad \frac{\Delta P_{Ov}}{P_{Ov}} = \alpha_0 + \beta_1 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + \beta_2 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} \cdot \frac{1}{Y_0} + \beta_3 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} \cdot G_0 + \gamma_1 \cdot \frac{\Delta G}{G} + \gamma_2 \cdot \frac{\Delta G}{G} \cdot \frac{1}{Y_0} + \gamma_3 \cdot \frac{\Delta G}{G} \cdot G_0 + \varepsilon$$

Avec P_{Ov} représente le pourcentage de personnes pauvres,

$\frac{\Delta P_{Ov}}{P_{Ov}}$ sa variation relative,

$\frac{\Delta Y}{Y}$ la croissance du revenu par habitant,

$\frac{\Delta G}{G}$ la variation relative du coefficient de Gini,

Y_0 le revenu par habitant initial, en log,

G_0 le coefficient de Gini initial.

La réaction de la pauvreté aux changements de revenu et de Gini est conditionnelle au revenu initial (en log) et au coefficient de Gini initial. La valeur absolue de l'élasticité-revenu de la pauvreté est plus importante lorsque le niveau de revenu par habitant est plus important et lorsque le coefficient de Gini est plus faible. De la même manière, l'élasticité-Gini de la pauvreté est plus importante lorsque le niveau de revenu initial est plus important et lorsque le coefficient de Gini initial est plus faible.

Comme un revenu par habitant (initial) faible et un coefficient de Gini (initial) important sont les principaux facteurs d'un haut niveau de pauvreté (initial), il est pratique, pour adopter un modèle plus simple, de remplacer ces deux variables par une seule : le niveau de pauvreté initial. Celui-ci est ensuite multiplié par le taux de croissance du revenu et par la variation du coefficient de Gini. Cela permet notamment d'obtenir davantage de degrés de liberté :

$$(5.2) \quad \frac{\Delta P_{Ov}}{P_{Ov}} = \alpha_0 + \chi_1 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + \chi_2 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} \cdot P_{Ov_0} + \varphi_1 \cdot \frac{\Delta G}{G} + \varphi_2 \cdot \frac{\Delta G}{G} \cdot P_{Ov_0} + \eta$$

$$(5.2') \quad \frac{\Delta P_{Ov}}{P_{Ov}} = \alpha_0 + (\chi_1 + \chi_2 \cdot P_{Ov_0}) \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + (\varphi_1 + \varphi_2 \cdot P_{Ov_0}) \cdot \frac{\Delta G}{G} + \eta$$

Avec P_{Ov_0} le niveau de pauvreté initial.

On suppose alors que le niveau de l'élasticité-revenu de la pauvreté dépend du niveau initial de pauvreté : son niveau absolu est attendu plus élevé lorsque le niveau de pauvreté est plus faible. De même, l'élasticité-inégalité de la pauvreté est attendue plus importante lorsque le niveau initial de pauvreté est plus faible.

3.4 Un modèle de pauvreté augmenté

L'avantage offert par une estimation économétrique, comparé à des calculs arithmétiques d'élasticité attendue, est de laisser une place pour capter l'impact de variables ou de relations non reflétés de façon adéquate dans le modèle arithmétique. Nous pensons particulièrement aux changements possibles de distribution des revenus non traduits dans une variation du coefficient de Gini, comme ceux induits par l'instabilité du revenu.

En conséquence, afin d'identifier l'effet de l'instabilité sur la pauvreté, nous procédons en trois étapes. La première se focalise sur l'« effet indépendant de l'instabilité », *i.e.* l'effet qui ne passe ni par un changement du coefficient de Gini, ni par la croissance économique. Lors de la deuxième étape, nous prenons en compte l'impact de l'instabilité sur la variation du coefficient de Gini. Cela permet d'analyser comment l'instabilité affecte la pauvreté à travers son effet global sur la distribution des revenus. Enfin, la dernière étape regarde l'effet global de l'instabilité, prenant en compte l'impact de l'instabilité à la fois via le changement du coefficient de Gini et via la croissance du revenu par habitant.

Effet indépendant de l'instabilité

Nous identifions deux chemins par lesquels l'instabilité affecte la distribution des revenus : l'une est le changement du coefficient de Gini, l'autre est une « variable résiduelle » représentant l'effet de l'instabilité sur la distribution des revenus qui n'est pas reflétée par un changement du coefficient de Gini. En effet, l'instabilité du revenu peut affaiblir l'hypothèse de log-normalité de distribution des revenus : les pauvres et « presque pauvres » risquent de tomber dans la trappe à pauvreté alors que les personnes riches ont les possibilités d'être bien assurées et ainsi de demeurer riches. Dans cette première étape,

nous introduisons l'instabilité du revenu dans notre modèle de pauvreté afin d'évaluer l'effet de l'instabilité sur la pauvreté, à travers ce dernier effet sur la distribution des revenus. De plus, nous pouvons attendre que cet effet « direct » de l'instabilité sur la pauvreté dépende lui aussi du niveau initial de pauvreté, de la même manière que la variation du coefficient de Gini¹¹¹.

Le modèle à estimer est le suivant :

$$(5.3) \quad \frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} = \alpha_0 + (\chi_1 + \chi_2 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + (\varphi_1 + \varphi_2 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \frac{\Delta G}{G} + (\lambda_1 + \lambda_2 \cdot \text{Pov}_0) \text{INSY} + \upsilon$$

Avec INSY représente l'instabilité du revenu pendant l'intervalle.

Effet global de distribution

Ensuite, nous estimons l'effet total de l'instabilité sur la variation de pauvreté passant par son effet global sur la distribution des revenus. Suivant les résultats de la littérature, nous faisons l'hypothèse que les changements dans le coefficient de Gini sont influencés par l'instabilité :

$$(5.4) \quad \frac{\Delta G}{G} = \delta_0 + \delta_1 \cdot \text{INSY} + \text{net} \left(\frac{\Delta G}{G} \right)$$

Ici, $\text{net} \left(\frac{\Delta G}{G} \right)$ est le résidu de l'équation. Il représente le changement de Gini qui ne résulte pas de l'instabilité. Nous introduisons ensuite (5.4) dans (5.3) :

$$(5.5) \quad \begin{aligned} \frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} = & \alpha_0 + (\chi_1 + \chi_2 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \frac{\Delta Y}{Y} \\ & + (\varphi_1 + \varphi_2 \cdot \text{Pov}_0) \left[\delta_0 + \delta_1 \cdot \text{INSY} + \text{net} \left(\frac{\Delta G}{G} \right) \right] \\ & + (\lambda_1 + \lambda_2 \cdot \text{Pov}_0) \text{INSY} + \upsilon \end{aligned}$$

Cela donne le modèle à estimer suivant :

¹¹¹ Il est attendu que, plus le niveau de pauvreté initial est élevé, moins l'instabilité du revenu augmente la pauvreté. Au contraire, si le niveau de pauvreté initial est moyen, alors il y a une plus grande part de « presque pauvres », et par conséquent, la proportion de personnes tombant dans la trappe à pauvreté est attendue comme étant plus importante.

$$\begin{aligned}
 \frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} &= (\alpha_0 + \varphi_1 \cdot \delta_0) + \varphi_2 \cdot \delta_0 \cdot \text{Pov}_0 \\
 (5.6) \quad &+ (\chi_1 + \chi_2 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \frac{\Delta Y}{Y} \\
 &+ (\varphi_1 + \varphi_2 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{net} \left(\frac{\Delta G}{G} \right) \\
 &+ ((\lambda_1 + \varphi_1 \cdot \delta_1) + (\lambda_2 + \varphi_2 \cdot \delta_1) \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{INSY} + v \\
 (5.6') \quad \frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} &= \psi_0 + \psi_1 \cdot \text{Pov}_0 + (\psi_2 + \psi_3 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + (\psi_4 + \psi_5 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{net} \left(\frac{\Delta G}{G} \right) + (\psi_6 + \psi_7 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{INSY} + v
 \end{aligned}$$

Il faut noter que, comparé à l'équation (5. 3), le coefficient du changement de Gini n'est pas modifié. Par contre, le coefficient de l'instabilité augmente, puisqu'il capte maintenant l'impact distributionnel total de l'instabilité, et plus seulement celui qui n'était pas reflété dans le changement de Gini.

Effet total incluant les effets distributionnel et de croissance

Le dernier modèle estime l'effet global de l'instabilité sur le changement de pauvreté, considérant son impact sur à la fois le changement de Gini et sur la croissance du revenu. Se souvenant des effets négatifs de l'instabilité sur la croissance des revenus, nous écrivons :

$$(5.7) \quad \frac{\Delta Y}{Y} = \kappa_0 + \kappa_1 \cdot \text{INSY} + \text{net} \left(\frac{\Delta Y}{Y} \right)$$

Ici, $\text{net} \left(\frac{\Delta Y}{Y} \right)$ est le résidu de l'équation. Cela représente aussi la croissance du revenu nette des effets de l'instabilité. Après l'introduction de (5. 7) dans (5. 6), le modèle à estimer est le suivant :

$$\begin{aligned}
 \frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} &= (\alpha_0 + \varphi_1 \cdot \delta_0 + \chi_1 \cdot \kappa_0) + (\varphi_2 \cdot \delta_0 + \chi_2 \cdot \kappa_0) \cdot \text{Pov}_0 \\
 (5.8) \quad &+ (\chi_1 + \chi_2 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{net} \left(\frac{\Delta Y}{Y} \right) \\
 &+ (\varphi_1 + \varphi_2 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{net} \left(\frac{\Delta G}{G} \right) \\
 &+ ((\lambda_1 + \varphi_1 \cdot \delta_1 + \chi_1 \cdot \kappa_1) + (\lambda_2 + \varphi_2 \cdot \delta_1 + \chi_2 \cdot \kappa_1) \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{INSY} + v \\
 (5.8') \quad \frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} &= \zeta_0 + \zeta_1 \cdot \text{Pov}_0 + (\zeta_2 + \zeta_3 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{net} \left(\frac{\Delta Y}{Y} \right) + (\zeta_4 + \zeta_5 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{net} \left(\frac{\Delta G}{G} \right) + (\zeta_6 + \zeta_7 \cdot \text{Pov}_0) \cdot \text{INSY} + v
 \end{aligned}$$

4. Résultats économétriques

4.1 Statistiques descriptives

Comme mentionné plus haut, les données de pauvreté utilisées sont tirées de PovcalNet (Banque Mondiale). L'échantillon construit est composé de quatre intervalles de six ans, entre 1981 et 2005 ; ce panel n'est pas cylindré.

Le Tableau A-5. 2 donne la description des statistiques des variables dans l'échantillon. Une certaine hétérogénéité est observée. Par exemple, si on regarde le niveau de pauvreté : avant 1990, environ 90% de la population vit avec moins de 1.25 dollars (en PPA) en Guinée alors que la même situation arrive à moins de 2% de la population au Pérou. On retrouve une grande hétérogénéité dans le changement relatif de pauvreté : on peut observer que la moyenne de cette variable est proche de 0 (-10%), mais le maximum est +211% (Pérou, 1987-1993) et le minimum est -166% (Jamaïque, 1999-2005).

Nous observons également de l'hétérogénéité dans les niveaux d'instabilité des revenus. Le niveau moyen de *INSY* est autour de 4%. Les maxima observés correspondent au conflit du Liberia et au génocide du Rwanda et atteignent respectivement 37% et 18% durant la période 1993-1999. Le Tableau A-5. 3 donne la liste des pays de l'échantillon.

4.2 Facteurs traditionnels de changement de la pauvreté

Cette partie correspond aux estimations du modèle standard de pauvreté¹¹² et du modèle augmenté, qui prend en compte la spécification de Bourguignon (2003) (modèle (5. 2)). Les estimateurs utilisés sont ceux des *Effets fixes* et des *GMM system* qui permettent de contrôler pour les inobservables fixes dans le temps. L'estimateur des *GMM system* permet également de traiter l'éventuelle endogénéité des variables et vient compléter l'analyse. Le Tableau A-5. 4 donne les résultats de ces modèles, avec les deux estimateurs. Les résultats sont relativement similaires selon les méthodes. Les principaux sont les suivants :

¹¹² Le modèle standard de pauvreté est supposé être :
$$\frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + \alpha_2 \cdot \frac{\Delta G}{G} + \eta$$

- Pour le modèle standard :
 - Elasticité-revenu de la pauvreté = -0.7 à -1.2
 - Elasticité-Gini de la pauvreté = non significative à 1.1
- Pour le modèle (5. 2), considérant l'estimateur *GMM system*,
 - L'élasticité-revenu de la pauvreté est -3.2 pour un niveau de pauvreté initial de 10%, et de -1.3 pour un niveau initial de pauvreté de 50%.
 - L'élasticité-Gini de la pauvreté est de 4.8 pour un niveau initial de pauvreté de 10% et de 1.6 pour un niveau initial de pauvreté de 50%.

En résumé, la croissance du revenu et le changement de Gini ont des effets non linéaires sur le changement de la pauvreté, qui dépendent significativement du niveau de pauvreté initial. Dans ce qui suit, afin de prendre en compte ces effets, nous ne nous référons qu'à la version augmentée du modèle standard, comme exprimé dans le modèle (5. 2).

4.3 L'effet de l'instabilité sur le changement de la pauvreté

Les estimations suivantes (Tableau A-5. 5 et Tableau A-5. 7 en annexe) ajoutent comme variable explicative l'instabilité du revenu, additivement et multipliée par le niveau de pauvreté initial afin de prendre en compte les effets non linéaires de l'instabilité sur la variation de la pauvreté. Les coefficients et significativités des variables standards (croissance du revenu et variation du Gini) ne sont pas affectés par cette introduction.

Effet indépendant de l'instabilité

Le Tableau A-5. 5 révèle les estimations du modèle (5. 3) avec les estimateurs *Effets fixes* et *GMM system*. Le coefficient de l'instabilité du revenu est positif dans les deux cas. Il est significatif avec l'estimateur *GMM system* seulement, à 10%. Le Tableau 5. 1 donne les effets marginaux de l'instabilité du revenu, selon les différentes estimations. Ainsi, considérant l'estimation en *GMM*, l'instabilité du revenu augmenterait le changement de pauvreté de 5.9 points de pourcentage, i.e. le niveau de pauvreté augmenterait de 5.9%. Rappelons que, dans ce modèle, le coefficient de la variation de Gini est une variable de contrôle significative, bien qu'elle soit susceptible d'être affectée par l'instabilité. Cette

variable capte l'impact de tous les facteurs affectant la pauvreté via le changement de Gini, ce qui inclut les effets probables de l'instabilité.

Effet global de distribution

Pour évaluer tous les effets distributionnels de l'instabilité, les colonnes (1) et (2) du Tableau A-5. 7 donnent les estimations du modèle (5. 6) où le changement de Gini est introduit net des effets de l'instabilité du revenu¹¹³. Le coefficient de l'instabilité du revenu représente par la suite l'effet de l'instabilité du revenu sur la variation de la pauvreté *via* son effet global sur les inégalités. Des effets de l'instabilité plus importants apparaissent. Considérant l'estimateur *Effets fixes*, si l'instabilité du revenu augmente d'un point de pourcentage durant une période de six ans, alors la variation de la pauvreté augmente de 3.7 points de pourcentage en moyenne sur la même période (Tableau 5. 1). Ce résultat est plus que doublé lorsque l'on considère l'estimateur *GMM system*, qui est mieux adapté puisqu'il permet de contrôler pour une potentielle endogénéité : dans ce cas, la variation de pauvreté augmente de 8.6 points de pourcentage en moyenne, i.e. le niveau de pauvreté augmente de 8.6%. L'effet sur le niveau de pauvreté est différent selon le niveau initial de pauvreté. Le Tableau 5. 2 donne l'effet de l'instabilité sur le niveau de pauvreté, pour plusieurs niveaux de pauvreté initiaux. Selon les estimations en *GMM system*, si le niveau de pauvreté initial est de 10%, et si l'instabilité augmente d'un point de pourcentage, alors le niveau de pauvreté est augmenté d'environ 0.9 point de pourcentage à travers les effets distributionnels de l'instabilité, i.e. il passe de 10% à 10.9% ; si le niveau initial de pauvreté est de 30%, l'augmentation est d'environ 2.6 points de pourcentage.

Effet total de l'instabilité, incluant effets distributionnel et de croissance

Finalement, afin de prendre en compte l'effet global de l'instabilité, qui inclut également les effets résultant d'une croissance plus faible, les colonnes (3) et (4) du Tableau A-5. 7 présentent les estimations du modèle (5. 8) : la variation du Gini et la

¹¹³ Le Tableau A-5. 6 donne les estimations de l'effet de l'instabilité du revenu sur la variation de Gini. Cela montre que l'instabilité du revenu a un effet positif significatif sur la variation du Gini avec l'estimateur *GMM system*. Les résidus de l'estimation en *MCO* sont ensuite introduits dans le modèle (5. 6) comme « Changement de Gini, net de l'instabilité ».

croissance du revenu sont toutes deux incluses nettes des effets de l'instabilité du revenu¹¹⁴. Par conséquent, le coefficient de l'instabilité du revenu représente l'effet global de l'instabilité du revenu sur la variation de la pauvreté, à travers à la fois ses effets sur les inégalités et ses effets sur la croissance. Comme attendu, l'effet de l'instabilité du revenu se révèle bien plus important : il est positif et significatif avec les deux estimateurs. De plus, l'effet se révèle être non-linéaire puisque la variable interactive « instabilité x pauvreté » est négative et significative : plus le niveau de pauvreté initial est faible, plus l'effet de l'instabilité du revenu sur la variation de la pauvreté est important.

Nous observons ainsi que l'effet total de l'instabilité est clairement non-linéaire (Tableau 5. 2). Plus précisément, si nous considérons les estimations en *GMM system*, pour un niveau initial de pauvreté de 10%, un point de pourcentage d'instabilité fait passer ce niveau de pauvreté à 11.2%, i.e. le niveau de pauvreté augmente de 1.2 points de pourcentage. Pour un niveau de pauvreté initial de 30%, l'instabilité engendre une augmentation du niveau de pauvreté d'environ 2.7 points de pourcentage, et, pour un niveau initial de pauvreté de 50%, le niveau de pauvreté est augmenté de seulement 2.9 points de pourcentage. Enfin, si le niveau de pauvreté initial atteint les 90%, alors l'instabilité semble n'avoir aucun effet sur la pauvreté. Cela est aisément compréhensible, puisque nous considérons ici le taux de pauvreté¹¹⁵.

Tableau 5. 1 Effet marginal d'une augmentation de l'instabilité d'un point de % sur le changement du taux de pauvreté, pour un niveau initial de pauvreté moyen

Estimateur	Effet distributionnel "pur" de l'instabilité	Effet distributionnel "total" de l'instabilité	Effet total de l'instabilité
<i>EF</i>	0.00	3.65	4.37
<i>GMM system</i>	5.87	8.62	7.48

Calculs réalisés à partir des résultats disponibles dans le Tableau A-5. 5 et le Tableau A-5. 7, utilisant le niveau de pauvreté initial moyen de l'échantillon.

Lecture, exemple avec la 2^e ligne, 2^e colonne : « si l'instabilité augmente d'un point de pourcentage, alors le changement de pauvreté augmente de 8.62 points de pourcentage ».

¹¹⁴ Le Tableau A-5. 6 donne également les estimations de l'effet de l'instabilité du revenu sur la croissance du revenu. Cela montre que l'instabilité du revenu a un effet négatif significatif sur la croissance : cela est observé sur les deux échantillons. Nous utilisons les estimations *MCO* pour calculer la « croissance du revenu, nette de l'instabilité » et pour ensuite l'introduire dans le modèle (5. 8).

¹¹⁵ Cela aurait pu en être autrement avec une autre mesure de la pauvreté, comme l'écart de pauvreté par exemple.

Tableau 5. 2 Effet d'une augmentation de l'instabilité d'un point de pourcentage sur le niveau de pauvreté (en points de %)

Niveau de pauvreté initial	Estimateur	Effet distributionnel "pur" de l'instabilité	Effet distributionnel "total" de l'instabilité	Effet total de l'instabilité
10%	<i>EF</i>	0.00	0.37	0.67
	<i>GMM system</i>	0.59	0.86	1.20
30%	<i>EF</i>	0.00	1.10	1.54
	<i>GMM system</i>	1.76	2.59	2.67
50%	<i>EF</i>	0.00	1.83	1.76
	<i>GMM system</i>	2.94	4.31	2.94

Calculs réalisés à partir des résultats dans Tableau A-5. 5 et le Tableau A-5. 7.

La robustesse de nos résultats est testée à partir d'autres mesures de l'instabilité des revenus. Le Tableau A-5. 8 donne les estimations des modèles (5. 6) et (5. 8) avec des mesures d'instabilité différentes : l'une est calculée à partir d'une tendance glissante de trente ans (dans les estimations principales, la tendance est calculée sur la période 1960-2006), la seconde est mesurée par l'écart-type de la croissance du PIB par habitant. Les résultats reportés proviennent d'estimations en *GMM system*. Les résultats en *Effets fixes* sont cependant comparables. En somme, les résultats sont similaires avec ces deux différentes mesures de l'instabilité du revenu. L'effet non linéaire de l'instabilité est à nouveau observé : l'instabilité amène une pauvreté plus importante quel que soit le niveau initial de pauvreté, pourtant cet effet est amoindri avec le niveau initial de pauvreté.

Comparaison des effets distributionnels et de croissance

Une façon de comparer l'ampleur de l'effet passant par la croissance avec celle de l'effet distributionnel de l'instabilité est d'utiliser la méthode utilisée par Mo (2001), qui donne un ordre d'idée des effets relatifs des variables. Cela consiste à mesurer les impacts respectifs en multipliant les coefficients de l'instabilité sur ces variables intermédiaires (le changement de Gini et la croissance économique) par les coefficients de ces variables intermédiaires sur la pauvreté. Selon nos estimations en *GMM system*, l'effet distributionnel de l'instabilité sur les changements de pauvreté compte pour 63% de l'effet total de l'instabilité du revenu (dont seulement 15% correspondent à la variation de Gini), tandis que l'effet de l'instabilité passant par la croissance compte pour 37% (Tableau 5. 3).

Tableau 5. 3 Contributions relatives de l'effet de croissance et de l'effet distributionnel de l'instabilité sur le changement de pauvreté

		Effet de <i>INSY</i> sur <i>X</i>	Effet de <i>X</i> sur la Δ° de <i>Pauv.</i>	Effet Total		
<i>X</i>	β	α	$\alpha*\beta$	Part		
Effet indirect ...croissance revenu	-3.11	-1.47	4.56	37%	63%	Effet croissance
de <i>INSY</i> via... ... Δ° de Gini	0.66	2.84	1.87	15%		
Effet direct de <i>INSY</i>			5.87	48%		Effet distributionnel
Effet total de <i>INSY</i>			12.31	100%	100%	Effet total

INSY représente l'instabilité du revenu. Les calculs sont basés sur les estimations *GMM system* des modèles (5. 3), (5. 4) et (5. 7) (cf. colonne 2 du Tableau A-5. 5 et colonnes 2 et 4 du Tableau A-5. 6). Ils sont calculés à la moyenne du niveau de pauvreté initial observée dans l'échantillon

La méthode de Mo (2001) est relativement faible dans le sens où elle n'est pas exempte d'autocorrélations des erreurs. Des estimations simultanées des modèles (5. 3), (5. 4) et (5. 7) sont donc menées avec l'estimateur SUR (Tableau A-5. 9) et avec les trois mesures d'instabilité pour consolider les résultats précédents. L'effet global de l'instabilité du revenu sur la variation de la pauvreté est plus faible qu'avec les autres estimateurs. Cela s'explique par le fait que l'effet passant par la croissance est divisé par trois, et qu'il n'y a plus d'effet de l'instabilité sur la variation de Gini. Cependant, l'effet distributionnel compte toujours pour une large part, puisque nous retrouvons un « effet direct » de l'instabilité du revenu, similaire aux estimations précédentes (sauf avec l'instabilité mesurée par l'écart-type de la croissance). Les estimations révèlent que les parts attribuées à l'effet passant par la croissance et à l'effet distributionnel sont d'environ 50%-50%.

Pour synthétiser, notre hypothèse selon laquelle l'instabilité du revenu contribue à augmenter la pauvreté en augmentant les inégalités mais aussi en réduisant la croissance du revenu n'est pas rejetée. De plus, l'effet distributionnel de l'instabilité sur la variation de la pauvreté n'est pas complètement capté par l'effet sur le changement de Gini.

Comparaisons Pays à faible revenus et Pays à revenus intermédiaires

L'instabilité du revenu a, selon ces estimations, une grande incidence distributionnelle sur la variation de la pauvreté, et ce davantage quand le niveau de pauvreté initial est faible. En effet, dans ce cas, la part de « presque pauvres » est plus importante que dans les pays très pauvres, où la plupart de la population est déjà sous la ligne de pauvreté. Il s'ensuit que l'instabilité du revenu a un effet distributionnel sur la

pauvreté plus important dans les pays à revenu moyen plutôt que dans les pays à revenu faible. Le Tableau A-5. 10 suggère en effet que l'impact de l'instabilité du revenu sur la variation de la pauvreté tend à être plus important dans les pays à revenu intermédiaire que dans les pays à revenu faible. Dans ces derniers, où le niveau initial de pauvreté est important, l'effet de l'instabilité passe probablement davantage par une plus faible croissance.

4.4 L'aide extérieure pourrait-elle compenser les effets de l'instabilité ?

Les questions d'instabilité macro-économique s'avèrent nécessaires dans le débat sur la réduction de la pauvreté dans le monde ; notamment, des mécanismes d'assurance pourraient permettre de pallier l'influence négative de l'instabilité sur la pauvreté. Le financement extérieur peut jouer ce rôle d'assurance. Il a d'ailleurs été établi que les transferts des migrants compensent les effets néfastes de l'instabilité commerciale sur la pauvreté (Le Goff 2010). L'aide internationale pourrait également jouer un rôle important. On sait d'ores et déjà que l'aide permet de compenser pour les effets négatifs des instabilités climatique et commerciale sur la croissance économique (Chauvet et Guillaumont 2001, 2004, 2009). Ainsi, par son impact stabilisateur, l'aide pourrait aussi permettre une moindre pauvreté. Partant de là, nous développons le modèle économétrique suivant et menons des estimations préliminaires :

$$(5.9) \quad \frac{\Delta \text{Pov}}{\text{Pov}} = \alpha_0 + \chi_1 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + \chi_2 \cdot \text{Pov}_0 \cdot \frac{\Delta Y}{Y} + \varphi_1 \cdot \frac{\Delta G}{G} + \varphi_2 \cdot \text{Pov}_0 \cdot \frac{\Delta G}{G} + \lambda_1 \cdot \text{INSY} + \lambda_2 \cdot \text{Pov}_0 \cdot \text{INSY} \\ + \psi_1 \cdot \text{Aide} + \psi_2 \cdot \text{Pov}_0 \cdot \text{Aide} + \psi_3 \cdot \text{Aide} \cdot \text{INSY} + \psi_4 \cdot \text{Pov}_0 \cdot \text{Aide} \cdot \text{INSY} + \nu$$

Ici, la variable Aide représente l'aide publique au développement totale nette, en pourcentage du PIB. L'hypothèse sous-jacente au modèle est que l'aide compense les effets négatifs de l'instabilité sur la réduction de la pauvreté. Nous attendons ainsi que le coefficient ψ_3 de la variable interactive *Aide x Instabilité* soit négatif et significatif. Les résultats se trouvent en annexe, Tableau A-5. 11. Lorsque la variable d'aide est instrumentée (de façon "classique" ou avec la batterie d'instruments de type Tavares 2003), alors, les résultats concordent avec nos hypothèses : le coefficient ψ_3 est significativement négatif, et suggère que l'aide, en présence d'instabilité, réduirait davantage la pauvreté. Par contre, la variable d'aide, seule, semble affecter la pauvreté, mais dans une moindre mesure que l'aide ne compense les effets négatifs de l'instabilité.

Ces premières estimations encouragent à des investigations plus poussées, que ce soit sur la réduction de la pauvreté ou sur l'amélioration de la survie des enfants, comme dans le chapitre précédent (Chapitre 4 section 4.3). En effet, par son impact stabilisateur, l'aide pourrait contribuer efficacement à la réduction de la pauvreté et à l'amélioration de la santé.

5. Conclusions, implications pour l'efficacité de l'aide et futures recherches

Nous avons établi que l'instabilité du revenu affecte probablement la variation de la pauvreté, à travers son effet bien connu sur la croissance économique, mais aussi à travers son effet sur la distribution des revenus. Ce dernier est dû à des réponses asymétriques des pauvres et « presque pauvres » aux chocs négatifs et positifs de revenus moyens.

Comme la plupart des personnes pauvres ont plus de probabilité de souffrir des hausses et des baisses de revenus que les personnes plus riches, l'instabilité des revenus peut engendrer des inégalités plus importantes, qui sont un facteur d'augmentation de la pauvreté. Notre analyse économétrique fournit des résultats mettant en évidence la relation entre l'instabilité du revenu et la variation de la pauvreté, ce qui renforce nos résultats précédents sur les effets de l'instabilité du revenu sur la mortalité infanto-juvénile (cf. chapitre précédent, Guillaumont et al. 2009).

L'instabilité du revenu ralentit la réduction de la pauvreté, non seulement parce qu'elle affecte la croissance des revenus, mais aussi parce qu'elle a un effet important sur la distribution des revenus. D'ailleurs, l'instabilité a un effet sur la distribution des revenus qui n'est pas intégralement capté par le changement du coefficient de Gini : selon nos hypothèses, confirmées par nos résultats, l'instabilité a un effet additionnel sur la variation de la pauvreté sur le moyen et long terme, i.e. elle ralentit la réduction de la pauvreté sans passer ni par la croissance du revenu ni par le changement dans le coefficient de Gini. L'instabilité a par ailleurs également un impact significatif sur le taux de croissance moyen, qui est le principal déterminant de la réduction de la pauvreté : notre analyse économétrique montre en effet que l'impact de l'instabilité sur la variation de la pauvreté est plus important lorsqu'on prend en compte cet effet de croissance à côté de ceux passant par des changements de distribution.

Finalement, nous trouvons que l'effet de l'instabilité du revenu sur la variation du taux de pauvreté est moins important dans les pays à revenu faible que dans les pays à revenu intermédiaire : l'effet de l'instabilité sur le changement de pauvreté dépend du niveau de pauvreté initial. Or, dans les pays à revenu faible, la part de la population sous la ligne de pauvreté (et donc ne pouvant pas tomber sous cette ligne) est importante. Au contraire, les pays à revenu intermédiaire ont une part de la population au-dessus de cette ligne de pauvreté plus importante ; il s'en suit que la probabilité de voir des gens tomber sous la ligne de pauvreté est plus importante. Il est à noter cependant que l'instabilité du revenu peut avoir un impact négatif sur les personnes déjà pauvres : cela peut être estimé à partir d'une analyse – à faire – sur l'écart de pauvreté.

Les résultats de ce chapitre et du précédent ont des implications majeures sur l'efficacité de l'aide. En effet, il a été établi par ailleurs que l'aide est plus efficace dans les pays vulnérables aux chocs exogènes, car cela atténue leurs effets négatifs sur la croissance : l'impact stabilisateur de l'aide est un des facteurs principaux de son efficacité sur la croissance (Chauvet et Guillaumont 2001, 2004, 2009). Selon l'argument développé dans ce chapitre, si l'aide a un impact stabilisateur sur la croissance, alors elle peut amener à améliorer le taux de croissance, mais aussi à rendre la croissance plus pour les pauvres (voir aussi Guillaumont 2006). Par ces deux voies, l'aide peut contribuer à la réduction de la pauvreté et à l'amélioration de la santé. Des estimations préliminaires menées dans ce chapitre vont dans le sens de ces hypothèses (cf. Tableau A-5. 11) : l'aide en présence de forte instabilité réduirait davantage la pauvreté. Cela encourage à des investigations plus poussées.

Annexe

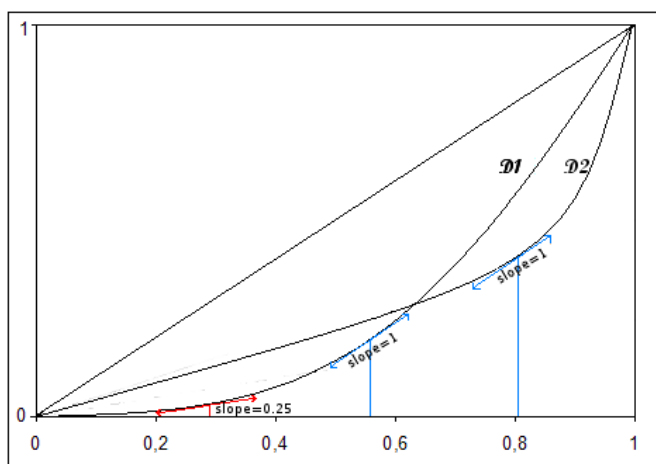
La Figure 5. 2 est basée sur le tableau suivant :

Tableau A-5. 1 Moyenne de la variation de pauvreté selon le niveau d'instabilité du revenu et le taux de croissance du revenu.

	Taux de croissance faible	Taux de croissance fort
Instabilité faible	0.06	-0.59
Instabilité forte	0.17	-0.52

Source des données: Echantillon des intervalles de douze ans (163 observations)
 « Instabilité faible » signifie que toutes les observations dans cette catégorie observent une instabilité du revenu inférieure au médian de l'échantillon.
 « Instabilité forte » signifie que toutes les observations dans cette catégorie observent une instabilité du revenu supérieure au médian de l'échantillon.
 « Taux de croissance faible » signifie que toutes les observations dans cette catégorie observent un taux de croissance du revenu inférieur au médian de l'échantillon.
 « Taux de croissance fort » signifie que toutes les observations dans cette catégorie observent un taux de croissance du revenu supérieur au médian de l'échantillon.

Figure A-5. 1 Pour un coefficient de Gini donné, l'instabilité du revenu peut provoquer une modification de la courbe de Lorenz



Considérons un pays, avec un niveau de revenu par habitant donné et un coefficient de Gini donné. Ce pays peut observer différentes distributions de revenus, selon le niveau d'instabilité de ses revenus. Les courbes de Lorenz $\mathcal{D}1$ et $\mathcal{D}2$ sont deux de ces possibles distributions. Nous supposons que $\mathcal{D}1$ correspond à une instabilité élevée, et $\mathcal{D}2$ à une instabilité faible.

Imaginons que la ligne de pauvreté est située à 25% du revenu moyen. Nous pouvons observer sur cette figure que, avec une distribution $\mathcal{D}2$, il n'y a aucun pauvre (la pente de la courbe n'est jamais inférieure à 0,25). Par contre, avec une distribution $\mathcal{D}1$, environ 30% de la population observe un revenu inférieur à la ligne de pauvreté. Par conséquent, pour un même niveau de revenu par habitant et un même coefficient de Gini, nous observons des proportions de pauvreté très différentes.

Dans ce chapitre, nous supposons que l'instabilité du revenu pousse les « presque pauvres » dans une trappe à pauvreté. Graphiquement, l'instabilité du revenu ferait passer d'une distribution de type $\mathcal{D}2$ à une distribution de type $\mathcal{D}1$ – toutes choses égales par ailleurs.

Tableau A-5. 2 Statistiques descriptives

	$\frac{\Delta Pov}{Pov}$	Pov	$\frac{\Delta Y}{Y}$	Y	$\frac{\Delta G}{G}$	G
Moyenne	-10.52%	39.45%	5.65%	103.74	-0.02%	46%
Ecart-type	43.93%	27.08%	22.76%	77.48	8.34%	10%
Min	-165.82%	0.56%	-93.59%	15.09	-27.28%	23%
	<i>Jamaïque</i>	<i>Pérou</i>	<i>Honduras</i>	<i>Guinée</i>	<i>Kenya</i>	<i>Chine</i>
	<i>1999-2005</i>	<i>1987-93</i>	<i>1981-87</i>	<i>1987-93</i>	<i>1993-99</i>	<i>1981-87</i>
Max	211.02%	92.35%	115.82%	414.62	38.77%	74%
	<i>Pérou</i>	<i>Guinée</i>	<i>Guinée</i>	<i>Chili</i>	<i>Liberia</i>	<i>Namibie</i>
	<i>1987-93</i>	<i>1987-93</i>	<i>1987-93</i>	<i>1999-2005</i>	<i>1981-87</i>	<i>1981-2005</i>

	<i>INSY</i>	<i>INSY2</i>	<i>INSY3</i>	<i>SSA</i>	<i>PFR</i>
Moyenne	3.80%	3.85%	3.68%	53%	54%
Ecart-type	3.35%	3.28%	3.54%	50%	50%
Min	0.33%	0.73%	0.26%		
	<i>Swaziland</i>	<i>Jamaïque</i>	<i>Swaziland</i>		
	<i>1993-99</i>	<i>1999-2005</i>	<i>1993-99</i>		
Max	36.82%	43.54%	39.10%		
	<i>Liberia</i>	<i>Liberia</i>	<i>Liberia</i>		
	<i>1993-99</i>	<i>1993-99</i>	<i>1993-99</i>		

Avec:

<i>Pov</i>	Taux de pauvreté (% de la population)
<i>INSY</i>	Instabilité du revenu, comme expliqué dans la partie 2.2
<i>INSY2</i>	Instabilité du revenu, mesurée à partir d'une tendance glissante de 30 ans pour la valeur de référence
<i>INSY3</i>	Instabilité du revenu, mesurée comme l'écart-type de la croissance du revenu
<i>Y</i>	Revenu/Dépenses de consommation moyen(nes) par mois et par habitant, en prix internationaux de 1993.
<i>G</i>	Coefficient de Gini coefficient (compris entre 0 et 100%)
<i>SSA</i>	Pays d'Afrique subsaharienne (muette égale à 1 si le pays est en Afrique subsaharienne)
<i>PFR</i>	Pays à faible revenu (muette égale à 1 si le pays est un pays à revenu faible)
$\frac{\Delta Pov}{Pov}$	Variation relative de la pauvreté
$\frac{\Delta Y}{Y}$	Variation relative du revenu (taux de croissance du revenu)
$\frac{\Delta G}{G}$	Variation relative du coefficient de Gini

Tableau A-5. 3 Liste des pays de l'échantillon

Afrique du Sud	Gabon	Népal
Algérie	Gambie	Nicaragua
Angola	Ghana	Niger
Bangladesh	Guatemala	Nigeria
Bénin	Guinée	Ouganda
Bhoutan	Guinée-Bissau	Pakistan
Bolivia	Guyana	Panama
Botswana	Haïti	Papouasie Nelle
Bésil	Honduras	Paraguay
Burkina Faso	Inde	Pérou
Burundi	Indonésie	Philippines
Cambodge	Iran	Rép. Centrafricaine
Cameroun	Jamaïque	Rwanda
Cap Vert	Jordanie	Sénégal
Chili	Kenya	Sierra Leone
Chine	Laos	Sri Lanka
Colombie	Lesotho	St. Lucie
Comores	Liberia	Suriname
Congo, Rép. Dém.	Madagascar	Swaziland
Congo, Rép.	Malaisie	Tanzanie
Costa Rica	Malawi	Tchad
Cote d'Ivoire	Mali	Thaïlande
Djibouti	Maroc	Togo
Dominicaine, Rép.	Mauritanie	Tunisie
Egypte	Mexique	Venezuela
El Salvador	Mongolie	Vietnam
Equateur	Mozambique	Yémen, Rép.
Ethiopie	Namibie	Zambie

**Tableau A-5. 4 Modèle de variation de la pauvreté:
modèle standard et version augmentée**

Estimateur	<i>EF</i>		<i>GMM system</i>	
	1	2	3	4
no. de colonne				
Croissance du revenu	-1.20*** <i>10.17</i>	-2.44*** <i>10.51</i>	-0.65* <i>1.86</i>	-3.65*** <i>3.5</i>
Croissance du revenu * Pov ₀		2.52*** <i>7.03</i>		4.63*** <i>2.8</i>
Variation relative de Gini	1.14*** <i>3.24</i>	3.80*** <i>6.03</i>	3.2 <i>1.06</i>	5.54** <i>2.46</i>
Var. rel. De Gini * Pov ₀		-4.86*** <i>5.29</i>		-7.84** <i>2.23</i>
Constante	-0.03* <i>1.83</i>	-0.05*** <i>3.89</i>	-0.07* <i>1.8</i>	-0.06*** <i>2.97</i>
Observations	337	337	337	337
Pays	85	85	85	85
R ² ajusté	0.31	0.61		
AR(1)			0.076	0.004
AR(2)			0.2	0.921
Sargan p-value			0.048	0.413
Hansen p-value			0.073	0.425

Les t-stats ou z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Variable dépendante : Variation relative de la pauvreté. Pov₀ est le taux de pauvreté initial. Des estimations avec *Effets Aléatoires* ont également été menées : elles donnent des résultats similaires aux estimations en *MCO*.

Tableau A-5. 5 Modèle de variation de la pauvreté incluant l'instabilité du revenu

Estimateur	<i>EF</i>	<i>GMM sys</i>
no. de colonne	1	2
Croissance du revenu	-2.38*** <i>9.54</i>	-3.55*** <i>3.63</i>
Croissance du revenu * Pov ₀	2.46*** <i>6.44</i>	5.28*** <i>3.22</i>
Var. rel. de Gini	3.82*** <i>5.93</i>	6.07*** <i>3.84</i>
Var. rel. de Gini * Pov ₀	-4.86*** <i>5.2</i>	-8.19*** <i>3.53</i>
<i>INSY</i>	3.07 <i>1.49</i>	5.87* <i>1.73</i>
<i>INSY</i> * Pov ₀	-3.14 <i>1.19</i>	-5.48 <i>1.49</i>
Constante	-0.12*** <i>3.01</i>	-0.22** <i>2.4</i>
Observations	323	323
Pays	84	84
R ² ajusté	0.59	
AR(1)		0.01
AR(2)		0.99
Sargan p-value		0.71
Hansen p-value		0.36

Les t-stats ou z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%.
Variable dépendante : Variation relative de la pauvreté. Pov₀ est le taux de pauvreté initial.

**Tableau A-5. 6 Calculs de variation du Gini et de variation des revenus
« nets des effets de l'instabilité »**

Variable dépendante	Variation de Gini		Variation de revenu	
	<i>MCO</i>	<i>GMM sys</i>	<i>MCO</i>	<i>GMM sys</i>
no. de colonne	1	2	3	4
<i>INSY</i>	0.08 <i>0.64</i>	0.66* <i>1.74</i>	-1.63*** <i>3.12</i>	-3.11* <i>1.79</i>
Constante	0.01 <i>0.75</i>	-0.02 <i>1.07</i>	0.12*** <i>5.26</i>	0.18*** <i>2.58</i>
Observations	397	397	397	397
R ² ajusté	0.00		0.04	
AR(1)	0		0	
AR(2)	0.701		0.011	
Sargan p-value	0.166		0	
Hansen p-value	0.394		0.043	
Instruments	Muettes temporelles, un retard		Muettes temporelles, deux retards	

Les t-stats ou z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Le bootstrap montre une significativité stable de l'instabilité.

Tableau A-5. 7 Effet de l'instabilité sur la variation de pauvreté

- à travers son effet sur la distribution des revenus,
 - et à travers ses effets sur la distribution des revenus et sur le revenu moyen

Estimateur	Effet distributionnel de <i>INSY</i>		Effet total de <i>INSY</i>	
	<i>EF</i>	<i>GMM sys</i>	<i>EF</i>	<i>GMM sys</i>
no. de colonne	1	2	3	4
Croissance du revenu	-2.40*** <i>9.64</i>	-3.11*** <i>2.92</i>		
Croissance du revenu nette de <i>INSY</i>			-2.40*** <i>9.64</i>	-2.43*** <i>3.1</i>
Croissance du revenu * Pov_0	2.42*** <i>6.35</i>	4.45** <i>2.46</i>		
Croiss. du revenu nette de <i>INSY</i> * Pov_0			2.42*** <i>6.35</i>	2.84** <i>2.11</i>
Var. rel. de Gini nette de <i>INSY</i>	3.87*** <i>5.99</i>	5.87*** <i>4.18</i>	3.87*** <i>5.99</i>	5.85*** <i>4.19</i>
Var. rel. de Gini nette de <i>INSY</i> * Pov_0	-4.93*** <i>5.25</i>	-8.02*** <i>3.89</i>	-4.93*** <i>5.25</i>	-8.16*** <i>4.1</i>
<i>INSY</i>	3.65* <i>1.74</i>	8.62* <i>1.7</i>	7.54*** <i>3.64</i>	13.48** <i>2.48</i>
<i>INSY</i> * Pov_0	-4.10 <i>1.51</i>	-9.00 <i>1.51</i>	-8.03*** <i>2.96</i>	-15.22** <i>2.27</i>
Pov_0	0.17 <i>1.16</i>	0.10 <i>0.47</i>	0.45*** <i>3.05</i>	0.61*** <i>2.86</i>
Constante	-0.17** <i>2.25</i>	-0.28° <i>1.59</i>	-0.45*** <i>5.81</i>	-0.63*** <i>3.43</i>
Observations	323	323	323	323
Pays	84	84	84	84
R ² ajusté	0.59		0.59	
AR(1)		0.00		0.00
AR(2)		0.99		0.69
Sargan p-value		0.47		0.27
Hansen p-value		0.20		0.14
Instruments		Muettes temp, Pov_0 , 2 retards		Muettes temp, Pov_0 , 2 retards

Les t-stats ou z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Variable dépendante : Variation relative de la pauvreté. Pov_0 est le taux de pauvreté initial. Le bootstrap montre une significativité stable de l'instabilité.

Tableau A-5. 8 Test de robustesse de l'effet de l'instabilité sur la variation de la pauvreté : autres mesures d'instabilité

Estimateur	<i>GMM system</i>			
	<i>INSY2</i>		<i>INSY3</i>	
no. de colonne	1	2	3	4
Croissance du revenu	-3.03*** <i>3.32</i>		-3.10*** <i>2.6</i>	
Croissance du revenu nette de <i>INSY</i>		-2.82*** <i>3.51</i>		-2.63*** <i>3.31</i>
Croissance du revenu * Pov ₀	4.09** <i>2.53</i>		4.00** <i>2.1</i>	
Croissance du revenu nette de <i>INSY</i> * Pov ₀		4.09*** <i>2.74</i>		3.03** <i>2.23</i>
Var. rel. de Gini nette de <i>INSY</i>	5.94*** <i>4.46</i>	6.09*** <i>4.35</i>	5.22*** <i>3.22</i>	4.99*** <i>3.65</i>
Var. rel. de Gini nette de <i>INSY</i> * Pov ₀	-8.22*** <i>3.99</i>	-8.01*** <i>4.25</i>	-7.55*** <i>3</i>	-7.37*** <i>3.39</i>
<i>INSY</i>	10.43* <i>1.64</i>	14.83** <i>2.24</i>	6.58 <i>1.35</i>	11.19*** <i>2.92</i>
<i>INSY</i> * Pov ₀	-11.85 <i>1.59</i>	-17.56** <i>2.22</i>	-6.76 <i>1.22</i>	-12.52*** <i>2.76</i>
Pov ₀	0.34 <i>1.22</i>	0.72** <i>2.5</i>	0.1 <i>0.55</i>	0.52*** <i>3.35</i>
Constante	-0.40* <i>1.72</i>	-0.71*** <i>3.04</i>	-0.22 <i>1.36</i>	-0.54*** <i>4.19</i>
Observations	306	306	324	324
Pays	84	84	85	85
AR(1)	0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2)	0.63	0.44	0.49	0.54
Sargan p-value	0.44	0.73	0.41	0.42
Hansen p-value	0.46	0.69	0.28	0.26
Instruments	Muettes temporelles, pauvreté initiale, deux retards			

Les z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Variable dépendante : Variation relative de la pauvreté. Pov₀ est le taux de pauvreté initial. Le bootstrap montre une significativité stable de l'instabilité. *INSY2* : Instabilité du revenu, mesurée à partir d'une tendance glissante de 30 ans pour la valeur de référence. *INSY3* : Instabilité du revenu, mesurée comme l'écart-type de la croissance du revenu.

Tableau A-5. 9 Estimations simultanées avec l'estimateur SUR

	Estimations simultanées (1)			Estimations simultanées (2)			Estimations simultanées (3)		
Mesure de l'instabilité	<i>INSY</i>			<i>INSY2</i>			<i>INSY3</i>		
Variable dépendante	Variation relative de la pauvreté	Variation relative de Gini	Croissance du revenu	Variation relative de la pauvreté	Variation relative de Gini	Croissance du revenu	Variation relative de la pauvreté	Variation relative de Gini	Croissance du revenu
no. de colonne	1a	1b	1c	2a	2b	2c	3a	3b	3c
Croissance du revenu	-2.57*** <i>24.12</i>			-2.55*** <i>23.34</i>			-2.59*** <i>24.34</i>		
Croissance du revenu * Pov ₀	2.63*** <i>12.91</i>			2.57*** <i>12.16</i>			2.66*** <i>13.05</i>		
Var. rel. de Gini	4.38*** <i>14.84</i>			4.46*** <i>14.66</i>			4.33*** <i>14.6</i>		
Var. rel. de Gini * Pov ₀	-5.84*** <i>11.14</i>			-5.99*** <i>11.17</i>			-5.78*** <i>10.97</i>		
<i>INSY</i>	2.91*** <i>2.76</i>	-0.02 <i>0.17</i>	-1.07*** <i>2.91</i>	3.77*** <i>3.31</i>	-0.09 <i>0.66</i>	-0.88** <i>2.28</i>	1.49 <i>1.56</i>	-0.05 <i>0.42</i>	-0.85** <i>2.44</i>
<i>INSY</i> * Pov ₀	-3.49** <i>2.37</i>			-4.43*** <i>2.92</i>			-1.7 <i>1.23</i>		
Variable dépendante initiale (Pov ₀ , Gini ₀ ou Revenu ₀)	0.20*** <i>2.7</i>	-0.26*** <i>5.73</i>	-0.00*** <i>3.69</i>	0.27*** <i>3.33</i>	-0.28*** <i>5.84</i>	-0.00*** <i>3.68</i>	0.14* <i>1.92</i>	-0.26*** <i>5.71</i>	-0.00*** <i>3.67</i>
Constante	-0.18*** <i>4.26</i>	0.12*** <i>5.64</i>	0.16*** <i>6.15</i>	-0.23*** <i>4.76</i>	0.13*** <i>5.81</i>	0.16*** <i>5.96</i>	-0.13*** <i>3.37</i>	0.12*** <i>5.66</i>	0.15*** <i>5.93</i>
Observations/Pays	323/84			306/84			324/85		

Estimateur : *SUR*. Les z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. *INSY* : Instabilité du revenu, mesurée à partir d'une tendance unique pays par pays pour la valeur de référence. *INSY2* : Instabilité du revenu, mesurée à partir d'une tendance glissante de 30 ans pour la valeur de référence. *INSY3* : Instabilité du revenu, mesurée comme l'écart-type de la croissance du revenu.

Tableau A-5. 10 Pays à faible revenu (PFR) contre pays à revenu intermédiaire

Estimateur	EF				GMM system			
	non		oui		non		oui	
no. de colonne	1	2	3	4	5	6	7	8
Croissance du revenu nette de INSY ?								
Croissance du revenu	-2.91*** <i>8.13</i>	-2.39*** <i>9.55</i>	-2.91*** <i>8.13</i>	-2.39*** <i>9.55</i>	-3.30*** <i>4.54</i>	-2.28*** <i>2.76</i>	-3.16*** <i>4.72</i>	-1.72** <i>2.15</i>
Croissance du revenu * PFR	1.07*** <i>2.74</i>		1.07*** <i>2.74</i>		1.38 <i>1.6</i>		1.2 <i>1.53</i>	
Croissance du revenu * Pov ₀	4.65*** <i>4.61</i>	2.38*** <i>6.34</i>	4.65*** <i>4.61</i>	2.38*** <i>6.34</i>	3.51 <i>1.3</i>	2.80* <i>1.81</i>	3.47 <i>1.33</i>	1.33 <i>0.93</i>
Croissance du revenu * Pov ₀ * PFR	-3.01*** <i>2.93</i>		-3.01*** <i>2.93</i>		-1.49 <i>0.52</i>		-1.51 <i>0.54</i>	
Var. rel. de Gini nette de INSY	5.16*** <i>6.15</i>	3.87*** <i>5.94</i>	5.16*** <i>6.15</i>	3.87*** <i>5.94</i>	6.79*** <i>5.76</i>	5.30*** <i>3.65</i>	6.84*** <i>5.63</i>	5.34*** <i>3.25</i>
Var. rel. de Gini nette de INSY * PFR	-3.05*** <i>3.14</i>		-3.05*** <i>3.14</i>		-5.77*** <i>3.71</i>		-6.60*** <i>4.16</i>	
Var. rel. de Gini nette de INSY * Pov ₀	-12.04*** <i>3.95</i>	-4.93*** <i>5.21</i>	-12.04*** <i>3.95</i>	-4.93*** <i>5.21</i>	-14.27*** <i>3.45</i>	-7.27*** <i>3.32</i>	-14.65*** <i>3.36</i>	-7.37*** <i>3.09</i>
Var. rel. de Gini nette de INSY * Pov ₀ * PFR	9.61*** <i>3.08</i>		9.61*** <i>3.08</i>		12.60*** <i>3.07</i>		14.04*** <i>3.17</i>	
INSY	4.53 <i>1.47</i>	5.32* <i>1.78</i>	9.27*** <i>3.14</i>	9.20*** <i>3.12</i>	11.21* <i>1.74</i>	13.85** <i>2.12</i>	17.70*** <i>3.01</i>	15.61** <i>2.46</i>
INSY * PFR	-5.15 <i>1.55</i>	-5.59* <i>1.75</i>	-6.89** <i>2.17</i>	-5.59* <i>1.75</i>	-13.13* <i>1.68</i>	-10.02 <i>1.33</i>	-18.05*** <i>2.72</i>	-9.21 <i>1.17</i>
INSY * Pov ₀	-1.58 <i>0.17</i>	-7.63 <i>1.25</i>	-9.13 <i>1.07</i>	-11.50* <i>1.89</i>	-14.06 <i>0.93</i>	-24.33 <i>1.5</i>	-22.4 <i>1.6</i>	-24.75 <i>1.49</i>
INSY * Pov ₀ * PFR	2.84 <i>0.31</i>	8.5 <i>1.38</i>	7.74 <i>0.9</i>	8.5 <i>1.38</i>	16.6 <i>1.02</i>	20.35 <i>1.37</i>	23.70* <i>1.66</i>	18.39 <i>1.14</i>
Pov ₀	-0.06 <i>0.13</i>	0.12 <i>0.81</i>	0.48 <i>1.15</i>	0.40*** <i>2.62</i>	0.34 <i>0.51</i>	0.45 <i>1.34</i>	0.88* <i>1.89</i>	0.73** <i>2.32</i>
Pov ₀ * PFR	-0.02 <i>0.05</i>		-0.37 <i>0.85</i>		-0.39 <i>0.42</i>		-0.88° <i>1.59</i>	
PFR					0.39 <i>0.82</i>		0.75** <i>2.46</i>	
Constante	-0.08 <i>1.14</i>	-0.15** <i>2</i>	-0.35*** <i>5.35</i>	-0.43*** <i>5.72</i>	-0.37 <i>1.43</i>	-0.41** <i>2</i>	-0.82*** <i>3.8</i>	-0.62*** <i>3.32</i>
Observations	323	323	323	323	323	323	323	323
Pays	84	84	84	84	84	84	84	84
R ² ajusté	0.63	0.59	0.63	0.59				
AR(1)					0.00	0.01	0.00	0.06
AR(2)					0.85	0.63	0.97	0.28
Sargan p-value					0.89	0.31	0.74	0.34
Hansen p-value					0.69	0.30	0.84	0.41
Instruments	Muettes temporelles, pauvreté initiale, deux retards							

Les t-stats ou z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Variation relative de la pauvreté. Pov₀ est le taux de pauvreté initial. PFR représente une muette égale à 1 lorsque le pays fait partie du groupe des pays à faible revenu. Le bootstrap montre une significativité stable de l'instabilité.

Tableau A-5. 11 L'aide étrangère compense-t-elle les effets de l'instabilité ?

Estimateur	<i>EF</i>	<i>GMM sys</i>		
		aucun	classique	Tavares Guillaumont Laajaj
no. de colonne	1	2	3	4
Croissance du revenu	-2.41*** 9.64	-2.38*** 8.21	-2.56*** -9.85	-2.47*** 9.50
Croissance du revenu * Pov ₀	2.50*** 6.41	2.44*** 5.30	2.71*** 6.16	2.54*** 5.91
Var. rel. de Gini	3.71*** 5.62	3.97*** 5.09	4.17*** 5.64	4.07*** 5.15
Var. rel. de Gini * Pov ₀	-4.70*** 5.00	-5.21*** 4.69	-5.45*** 5.19	-5.22*** 4.66
<i>INSY</i>	2.18 0.97	3.53* 1.89	3.05* 1.79	5.82** 2.26
<i>INSY</i> * Pov ₀	-1.66 0.40	-3.02 1.03	-2.28 0.85	-6.77* 1.73
Aide	0.11** 2.20	0.11** 2.20	0.10** 2.00	0.05 0.83
Aide * Pov ₀	-0.09 1.29	-0.06 0.75	-0.07 1.01	0.02 0.33
Aide * <i>INSY</i>	-0.65 0.84	-1.34* 1.76	-1.20* 1.67	-1.3 0.99
Aide * <i>INSY</i> * Pov ₀	0.69 0.72	1.31 1.52	1.11 1.34	1.47 0.95
Constante	-0.17*** 3.40	-0.21*** 3.00	-0.18*** 2.57	-0.23*** 2.56
Observations	319	319	313	290
Pays	84	84	84	84
R ² ajusté	0.72			
AR(1)		0.01	0.01	0.03
AR(2)		0.95	0.48	0.58
Sargan p-value		0.01	0.12	0.28
Hansen p-value		0.87	0.86	0.64
Instruments	aucun	Muettes temp, Pov ₀ , 2 retards + instruments de l'aide		

Les t-stats ou z-stats robustes absolus apparaissent en italique sous les coefficients. *** significatif au seuil de 1%, ** 5%, * 10%. Variable dépendante : Variation relative de la pauvreté. Pov₀ est le taux de pauvreté initial. Le bootstrap montre une significativité stable de l'instabilité. Le variable d'aide est l'aide publique au développement reçue totale, elle est exprimée en pourcentage du PIB, en logarithme. Les instruments de l'aide sont ceux utilisés et développés dans les chapitres 2 et 3, à savoir : (1) L'instrumentation « classique » inclut les muettes temporelles, les retards d'aide sont inclus dans la stratégie des GMM system ; (2) L'instrumentation Tavares est basée sur la proximité des pays receveurs avec les donateurs bilatéraux (langue et religion communes, proximité géographique) et les décaissements d'aide totale de ces donateurs ; (3) L'instrumentation Guillaumont Laajaj est basée sur la relation passée de coopération en matière d'aide des pays receveurs avec les donateurs, et les décaissements d'aide totale de ces donateurs.

De nombreux travaux ont étudié les effets de l'aide étrangère sur la croissance économique des pays bénéficiaires. L'objet de cette thèse est d'évaluer l'efficacité de l'aide à améliorer la santé. Ce sujet n'a pas été souvent exploré, le débat s'étant essentiellement focalisé sur l'efficacité de l'aide à apporter de la croissance. L'une des raisons à cela est une certaine « mode de la croissance » dans les années 90 et l'idée selon laquelle la croissance du PIB synthétise à elle seule le développement d'une économie, l'amélioration du bien-être dans toutes ses dimensions. La première partie de cette thèse a passé en revue les déterminants macro-économiques de la bonne santé, afin de mettre en évidence les chemins par lesquels le financement extérieur peut améliorer la santé des populations. La deuxième partie explore ces canaux et analyse les effets de l'aide étrangère sur la santé, que ce soit directement par des activités axées sur la santé ou indirectement par une amélioration globale de l'activité économique. Enfin, la troisième partie part du constat fait dans la littérature sur les effets du financement extérieur : l'aide publique au développement mais aussi les transferts de migrants s'avèrent, en présence d'instabilité économique, plus efficaces pour la croissance. Ainsi, la troisième partie analyse les effets néfastes de l'instabilité économique sur la santé et sur la réduction de la pauvreté, puis envisage l'efficacité de l'aide dans ces domaines en présence d'instabilité.

Les populations des pays pauvres sont en mauvaise santé, par rapport à celles des pays industriels : les taux de mortalité infanto-juvénile sont bien plus élevés – sans commune mesure – dans les pays en développement. L'étude des causes biologiques des décès montre d'ailleurs qu'une grande partie des maladies dont souffrent les enfants des pays en développement sont évitables et curables. Le chapitre 1 a permis de passer en revue les causes socio-économiques de la mauvaise santé de ces populations. Nous avons notamment observé que le niveau de richesse de la population et les actions sanitaires

publiques sont mis en avant dans la littérature sur les déterminants socio-économiques de la santé. Ce sont là les deux canaux principaux par lesquels l'aide étrangère peut agir efficacement sur la santé.

Partant de ce point, la deuxième partie étudie les effets de l'aide extérieure sur la santé. Le chapitre 2 analyse les effets des fonds extérieurs affectés à la santé sur la survie des enfants dans les pays en développement. L'objectif est de tester l'efficacité de l'aide affectée à la santé, au niveau macroéconomique. Il est à noter que de nombreuses études microéconomiques ou évaluations de programmes ont d'ores et déjà suggéré que les activités d'aide à la santé étaient efficaces, mais qu'aucune analyse macroéconomique solide n'avait établi de lien entre l'aide affectée à la santé et la santé des populations. Dans ce chapitre, à partir de données pour 88 pays en développement sur la période 1996-2007, nous avons estimé l'effet des flux d'aide affectée à la santé sur la survie infanto-juvénile, en traitant la double causalité entre l'aide et la santé à travers diverses batteries d'instruments, inspirées de la littérature sur l'efficacité de l'aide globale sur la croissance. Nos résultats, robustes à de nombreuses variations, suggèrent que l'aide affectée à la santé est efficace pour améliorer la survie des enfants, et qu'elle l'est davantage dans les pays les plus touchés par des taux de mortalité importants. Ainsi, si l'aide affectée à la santé au sens large par habitant augmente de 1%, à la médiane de la survie, celle-ci est améliorée de 1.2%. Ces résultats devraient encourager les pays et organisations donatrices à continuer leurs efforts, dans le sens où l'aide à la santé apparaît améliorer significativement la santé, et ce, sans condition. De plus, il semblerait que l'aide affectée à la santé soit encore plus efficace dans les pays qui en ont le plus besoin, i.e. ceux dont les taux de mortalité infanto-juvénile sont les plus importants. En effet, si l'aide affectée à la santé au sens large par habitant augmente de 1%, au 25^e percentile de la survie, la survie est améliorée de 2.4 à 2.5% (au lieu de 1.2% à la médiane).

Par ailleurs, il n'y a pas de raison de penser que l'aide non affectée à la santé n'a pas d'effet significatif sur la santé non plus : au niveau macroéconomique, beaucoup de travaux économétriques ont étudié l'impact de l'aide globale sur la croissance économique, mais peu ont étudié son effet sur la santé des populations. Dans le chapitre 3, le lien est établi : si l'aide internationale dynamise la croissance des revenus économiques, alors par ce biais, elle doit amener une amélioration de la santé. En effet, comme

développé dans le chapitre 1, les revenus de la population sont très corrélés avec sa santé. Ainsi, dans l'étude empirique de ce chapitre, nous avons décomposé les effets de l'aide globale sur la santé entre ceux qui passent par une amélioration de l'environnement socio-économique, et ceux qui, par leurs activités plus ciblées sur les systèmes de santé, ont un effet « direct » sur la santé. Les effets directs et indirects de l'aide publique au développement sur la santé sont estimés simultanément grâce à l'estimateur SUR. La double causalité est également traitée avec l'estimateur 3SLS. Les résultats sur l'échantillon de 56 pays en développement sur la période 1980-2004 sont très hétérogènes, et suggèrent un travail plus poussé en matière de base de données et d'estimateur économétrique. Néanmoins apparaît un résultat robuste concernant la région d'Afrique subsaharienne : ici, plus que dans le reste du monde, les effets positifs de l'aide sur la santé passeraient essentiellement par la croissance économique.

La troisième partie prend en compte le fait que l'aide est davantage efficace dans les pays les plus vulnérables et les plus instables. Nous partons du constat établi dans la littérature selon lequel l'aide permet de compenser les effets négatifs de l'instabilité macroéconomique sur la croissance économique (Chauvet et Guillaumont 2009). Notre hypothèse ici est que l'aide doit permettre une compensation des effets négatifs de l'instabilité sur la santé ou la pauvreté. Cette partie tend principalement à vérifier l'impact négatif de l'instabilité macroéconomique sur la santé et la pauvreté, puis à envisager une plus grande efficacité de l'aide en matière de santé et de réduction de la pauvreté en présence de forte instabilité.

L'impact de l'instabilité macroéconomique sur la survie infanto-juvénile est analysé dans le chapitre 4. L'instabilité macroéconomique est mesurée à travers l'instabilité du revenu moyen et celles des prix agricoles internationaux, de la production agricole et des exportations. L'influence du niveau de revenu par tête sur la mortalité est fréquemment soulignée dans la littérature, mais une même croissance du revenu n'exerce pas le même effet sur la mortalité infanto-juvénile selon qu'elle est stable ou instable : les hausses et les baisses du revenu sont susceptibles d'avoir des effets asymétriques sur la mortalité. L'objectif de cette analyse est ainsi de montrer comment l'instabilité macroéconomique influence l'évolution de la mortalité infanto-juvénile à revenu moyen donné. L'étude est réalisée en panel à partir d'un échantillon de 97 pays en développement sur la période

1980-1999. Les résultats montrent que l'instabilité du revenu moyen, ainsi que les instabilités primaires (instabilité climatique, instabilité des exportations et instabilité des prix agricoles mondiaux), qui sont les principales sources de l'instabilité du revenu, ont un effet direct significativement négatif sur le taux de survie infanto-juvénile. Cet effet apparaît non négligeable à court terme. De plus, l'instabilité semble avoir également un effet négatif de plus long terme sur la survie, bien que de plus faible ampleur.

L'étude des effets de l'instabilité sur la survie a permis de mettre en avant diverses façons par lesquelles l'instabilité entravait la bonne santé. Parmi ces mécanismes, beaucoup concernent la pauvreté dans son ensemble. Il semble ainsi évident que l'instabilité économique freine la réduction de la pauvreté ; c'est ce qui est analysé dans le chapitre 5. L'instabilité macroéconomique est en effet considérée comme un facteur réduisant la croissance économique, et, par ce biais, comme un facteur freinant la réduction de la pauvreté. Au-delà de ce fait, en raison des trappes de pauvreté souvent examinées au niveau microéconomique, l'instabilité peut aussi résulter, pour un niveau de croissance moyen donné, en une réduction de la pauvreté moins importante. A partir d'un modèle de changement de la pauvreté et de données de panel pour plus de 80 pays entre 1981 et 2005, il est proposé que l'instabilité résulte en une plus faible réduction de la pauvreté pour un niveau de croissance donné. Autrement dit, ce résultat reflète un effet de l'instabilité sur la distribution non complètement capté par un changement dans le coefficient de Gini.

Partant des ces résultats et de la littérature établie, il est alors probable que l'aide internationale permette une amélioration des situations sanitaires et de pauvreté d'autant plus importante que le pays bénéficiaire est touché par l'instabilité économique. Il est en effet établi dans la littérature sur le financement extérieur que l'aide totale permet de compenser les effets négatifs de l'instabilité sur la croissance (Chauvet et Guillaumont 2009). Par ailleurs, de récents travaux sur la réduction de la pauvreté mettent en évidence la plus grande efficacité, durant les périodes instables, de différents types de financement extérieur, comme des transferts de migrants (Le Goff 2010). Dans le cadre de cette thèse, des estimations préliminaires ont été réalisées pour tester l'efficacité de l'aide étrangère sur la santé et sur la réduction de la pauvreté en période d'instabilité. Celles menées sur la santé ne concordent pas avec nos hypothèses, mais elles nécessitent une analyse beaucoup

plus poussée, notamment avec des données d'aide affectée à la santé, sur une période plus récente. En revanche, les estimations menées sur la réduction de la pauvreté vont en partie dans le sens de nos hypothèses et incitent également à davantage d'investigations dans ce domaine.

- Acemoglu, D. et S. Johnson, 2006. Disease and Development: the effect of life expectancy on economic growth. *NBER Working Paper Series*, #12269.
- Adams, R.J., 2004. Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty. *World Development* 32(12), 1989-2014.
- Agénor, P.-R., 2002. Business Cycles, Economic Crises, and the Poor testing for Asymmetric Effects. *The Journal of Policy Reform*, 5(3), 145-160.
- Agénor, P.-R., 2004. Macroeconomic Adjustment and the Poor. *Journal of Economic Surveys*, 18(3), 351-408.
- Agha, S., 2000. The determinants of infant mortality in Pakistan. *Social Science and Medicine*, 51, 199-208.
- Ahmad, O. B., A. D. Lopez et M. Inoue, 2000. The decline in child mortality: a reappraisal. *Bulletin of the World Health Organization*, 78(10), 1175-1191.
- Aizenmann, J. et B. Pinto, 2005. Managing Economic Volatility and Crises: A Practitioner's Guide, Overview. Dans J. Aizenmann et B. Pinto (Eds.), *Managing Economic Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*. The World Bank. Cambridge University Press.
- Alesina, A. et D. Dollar, 2000. Who gives foreign aid to whom and why ? *Journal of Economic Growth*, Vol.5, pp.33-63.
- Amprou, J. et L. Chauvet, 2004. Efficacité et Allocation de l'Aide: Revue des Débats. *Notes et Documents* 6, Agence Française de Développement, Paris.
- Amprou, J. et L. Chauvet, 2007. Débats sur l'Efficacité de l'Aide: Fondements et Nouveaux Enjeux. *Notes et Documents* 37, Agence Française de Développement, Paris.
- Anand, S. et M. Ravallion, 1993. Human Development in Poor Countries: On the Role of Private Incomes and Public Services. *Journal of Economic Perspectives*, 7(1), 133-150.
- Attanasio, O., L. C. Gomez, A. G. Rojas, et M. Vera-Hernandez, 2004. Child health in rural Colombia: determinants and policy interventions. *Economics and Human Biology*, 2(3), 411-438.
- Aturupane, H., A. B. Deolalikar et D. Gunewardena, 2008. The Determinants of Child Weight and Height in Sri Lanka: A Quantile Regression Approach. *UNU-WIDER Research Paper* #2008/53.
- Baird, S., J. Friedman et N. Schady, 2007. Aggregate Income Shocks and Infant Mortality in the Developing World. *World Bank Policy Research Working Paper* #4346.

- Banque Mondiale, 1998. *Assessing Aid: What Works, What Doesn't, and Why*. Ed.: Dollar, D. et L. Pritchett, Banque Mondiale, Washington, DC.
- Banque Mondiale, 2004. *Rapport sur le développement dans le Monde 2004*. Banque Mondiale, Washington. [Chapitre 8]
- Banque Mondiale, 2006. *Rapport sur le développement dans le monde 2006. Equité et Développement*. Banque Mondiale, Washington.
- Barro R., 1998. *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. MIT Press Books, The MIT Press, édition 1, volume 1, number 0262522543, December.
- Barro, R. et J.-W. Lee, 2000. *International Data on Educational Attainment Updates and Implications*. *National Bureau of Economic Research Working Paper* #7911.
- Bell, C. et C. Fink, 2005. Aide et santé. *Revue d'Economie du Développement* 2005/2-3(19), 135-166.
- Berg, E., 2003. Augmenter l'efficacité de l'aide : une critique de quelques points de vue actuels. *Revue d'économie du développement* 17(4), 11-42.
- Berthélemy J.-C. et A. Tichit, 2004. Bilateral donors' aid allocation decisions – a three-dimensional panel analysis. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 13, pp. 253-274.
- Berthélemy, J.-C., L. Chauvet et S. Guérineau, 2009. *Etude d'évaluation: Efficacité de l'interaction des organisations multilatérales dans les pays africains de la Zone de Solidarité Prioritaire (ZSP)*. Rapport final, Octobre 2009.
- Bhalla, S. et P. Glewwe, 1986. Growth and Equity in developing countries: a reinterpretation of the Sri Lankan experience. *The World Bank Economic Review*, 1, 35-63.
- Bhargava, A., D.T. Jamison, L.J. Lau, et C.J.L. Murray, 2001. Modeling the effects of health on economic growth. *Journal of Health Economics*, 20, 423-440.
- Bidani, B., et M. Ravallion, 1997. Decomposing social indicators using distributional data. *Journal of Econometrics*, 77, 125-139.
- Black, R.E., S.S. Morris et J. Bryce, 2003. Where and why are 10 million children dying every year? *The Lancet*, 361, 2226-2234.
- Boehmer, U. et J. B. Williamson, 1996. The impact of women's status on infant mortality rate: a cross-national analysis. *Social Indicators Research*, 37, 333-360.
- Boidin, 2007. Aide au développement et santé comme droit humain. *Ethique et économie*, 5(1), 1-21.
- Bokhari, F.A.S., Y. Gai et P. Gottret, 2007. Government health expenditures and health outcomes. *Health Economics*, 16(3), 257-273.
- Boone, P., 1996. Politics and the effectiveness of foreign aid. *European Economic Review* 40(2), 289-329.
- Bourguignon, F., 2003. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. Dans T. Eicher et S. Turnovski, *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, MIT Press, Cambridge.

- Breen, R. et C. Garcia-Peñalosa, 2005. Income Inequality and Macroeconomic Volatility: An Empirical Investigation. *Review of Development Economics*, 9 (3), 380-398.
- Brun, J.-F., G. Chambas et S. Guéroux, 2008. Aide et mobilisation fiscale dans les pays en développement. *Etudes et Documents CERDI* #2008.12.
- Burnside, C. et D. Dollar, 1997. Aid, policies, and growth. *The World Bank Policy Research Working Paper Series* #1777.
- Burnside, C. et D. Dollar, 1998. Aid, the incentive regime, and poverty reduction. *World Bank Policy Research Paper* #1937.
- Burnside, C. et D. Dollar, 2000. Aid, Policies, and Growth. *American Economic Review*, 90(4), 847-868.
- Burnside, C. et D. Dollar, 2004. Aid, Policies, and Growth: Reply. *American Economic Review*, 94(3), 781-784.
- Castro-Leal, F., J. Dayton, L. Demery, et K. Mehra, 1999. Public Social Spending in Africa: Do the Poor Benefit? *The World Bank Research Observer*, 14(1), 49-72.
- Central intelligence agency, 2006. Base de données CIA Factbook. CIA.
- Chang, C. C., E. Fernández-Arias et L. Servén, 1998. Measuring Aid Flows: A New Approach. Inter-American Development Bank, Research Department, *RES Working Papers* #4146.
- Chang, C. C., E. Fernández-Arias et L. Servén, 2002. Measuring Aid Flows: A New Approach. *The Global Economy Journal* 3(2).
- Chauvet, L. et P. Guillaumont, 2001. Aid and Performance: a Reassessment. *Journal of Development Studies*, 37(6), 66-92.
- Chauvet, L. et P. Guillaumont, 2004. Aid and Growth Revisited: Policy, Economic Vulnerability, and Political Instability. Dans B. Tungodden, N. Stern et I. Kolstad (Eds.), *Towards Pro-Poor Policies*, Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics Europe, 2002. The World Bank. Oxford University Press, 95-110.
- Chauvet, L. et P. Guillaumont, 2009. Aid, Volatility and Growth Again. *Review of Development Economics*, 13(3), 452-463.
- Chauvet, L., F. Gubert et S. Mesplé-Somps, 2008. Are Remittances More Effective Than Aid To Improve Child Health? An Empirical Assessment using Inter and Intra-Country Data. Présenté à la Conférence ABCDE de la Banque Mondiale, Cape Town (South Africa), 2008.
- Chen, S. et M. Ravallion, 2004. How Have the World's Poorest Fared since the Early 1980s. *World Bank Research Observer*, 19(2), 141-169.
- Chen, S. et M. Ravallion, 2008. The developing world is poorer than we thought, but no less successful in the fight against poverty. *World Bank Policy Research Paper Series* #4703, The World Bank.
- Chenery, H. B. et A. M. Strout, 1966. Foreign Assistance and Economic Development. *The American Economic Review*, 56(4), 679-733.
- Choi, E. K., 2002. Trade and the adoption of a universal language. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 11, pp. 265-275

- Clemens, M., C. Kenny et T. Moss, 2004. The Trouble with the MDGs: Confronting Expectations of Aid and Development Success. *Center for Global Development Working Paper* #40.
- Collier, P. et D. Dollar, 1999. Aid allocation and poverty reduction. *The World Bank Policy Research Working Paper Series* #2041.
- Collier, P. et D. Dollar, 2001. Can the World Cut Poverty in Half? How Policy Reform and Effective Aid Can Meet International Development Goals. *World Development*, 29(11), 1787-1802.
- Collier, P. et D. Dollar, 2002. Aid allocation and poverty reduction. *European Economic Review*, 46(8), 1475-1500.
- Collier, P. et D. Dollar, 2004. Development effectiveness: what have we learnt? *Economic Journal*, 114(496), F244-F271.
- Collier, P. et J. Dehn, 2001. Aid, Shocks, and Growth. *The World Bank Working Paper* #2688.
- Combes, J. et P. Guillaumont, 2002. Commodity Price Volatility, Vulnerability and Development. *Development Policy Review*, 20 (1), 25.
- Comité d'aide au développement, 2009. Base de données "Système de Notification des Pays Créanciers" du CAD. Comité d'Aide au Développement, OCDE.
- Comité d'aide au développement, 2009. Base de données annuelles agrégées du CAD. Comité d'Aide au Développement, OCDE.
- Cornia, G. et R. Panicià, 2000. The Mortality Crisis in Transitional Economies. Oxford University Press for UNU-WIDER.
- Cumper, G.E., 1986. Determinants of health levels in developing countries. London School of Hygiene and Tropical Medicine, England.
- Cutler, D.M., A.S. Deaton, et A. Lleras-Muney, 2006. The determinants of mortality. *NBER Working Paper* #11963.
- Dalgaard, C., H. Hansen et F. Tarp, 2004. On the Empirics of Foreign Aid and Growth. *The Economic Journal*, 114, 191–216.
- Dalgaard, C.-J. et H. Hansen, 2000. On Aid, Growth, and Good Policies. CREDIT Research Paper #00/17. Centre for Research in Economic Development and International Trade, University of Nottingham.
- De Janvry, A. et E. Sadoulet, 2000. Growth, Poverty, and Inequality in Latin America: A Causal Analysis, 1970-94. *Review of Income and Wealth*, 46(3), 267-287.
- Deaton, A., 2003. Health, Inequality and Economic Development. *Journal of Economic Literature*, XLI, 113-158.
- Deaton, A.S., 2009. Randomization in the Tropics, and the search for the elusive keys to Economic Development. NBER Working Paper #14690.
- Dercon, S. et P. Krishnan, 2000. In Sickness and in Health: Risk Sharing within Households in Rural Ethiopia. *Journal of Political Economy*, 108(4), 688-727.

- Dercon, S., 2006. Vulnerability: A Micro Perspective. Dans Bourguignon F., Pleskovic B., van der Gaag J. (Eds), *Securing Development in an Unstable World* (Annual Bank Conference on Development Economics Europe, Amsterdam), pp. 117-146.
- Devarajan, S., A. S. Rajkumar et V. Swaroop, 1999. What does aid to Africa finance? *World Bank Policy Research Working Paper Series* #2092.
- Dollar, D. et A. Kraay, 2002. Growth is Good for the Poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195-225.
- Dollar, D. et V. Levin, 2005. Sowing and reaping: institutional quality and project outcomes in developing countries. *The World Bank Policy Research Working Paper Series* #3524.
- Doucouliafos, H. et M. Paldam, 2005. Conditional Aid Effectiveness. A Meta Study. School of Economics and Management, University of Aarhus, *Economics Working Papers* #2005-14.
- Doucouliafos, H. et M. Paldam, 2005. The Aid Effectiveness Literature. The Sad Result of 40 Years of Research. School of Economics and Management, University of Aarhus, *Economics Working Papers* #2005-15.
- Doucouliafos, H. et M. Paldam, 2006. Aid Effectiveness on Accumulation: A Meta Study. *Kyklos*, 59(2), 227-254.
- Doucouliafos, H. et M. Paldam, 2009. The Aid Effectiveness Literature: The Sad Results Of 40 Years Of Research. *Journal of Economic Surveys*, 23(3), 433-461.
- Duflo, E., 2009. Chaire annuelle: Savoirs contre pauvreté. Collège de France, Janvier 2008, Paris.
- Dukhan, Y., 2010. Améliorer l'efficacité des systèmes de santé et la protection financière dans les pays en développement. Thèse de doctorat, Université d'Auvergne, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International.
- Dupas, P., 2008. Pricing strategies in scaling-up access to long-lasting insecticide-treated nets: Evidence from a randomized voucher experiment in Western Kenya. UCLA.
- Durbarry, R., N. Gemmell et D. Greenaway, 1998. New Evidence on the Impact of Foreign Aid on Economic Growth. University of Nottingham, *CREDIT Research Paper* #98r8.
- Easterly, W., 1999. Life during Growth. *Journal of Economic Growth*, 4(3), 239-275.
- Easterly, W., 2007. *The White Man's Burden: Why the West's Efforts to Aid the Rest Have Done So Much Ill and So Little Good*. Oxford University Press.
- Easterly, W., 2008. *Reinventing Foreign Aid*. MIT Press.
- Ezzati, M., A.D. Lopez, A. Rogers, S. Vander Hoon, C.J.L. Murray, et the Comparative Risk Assessment Collaborating Group, 2002. Selected major risk factors and global and regional burden of disease. *The Lancet*, 360, 1347-1360.
- Fay, M., D. Leipziger, Q. Wodon, et T. Yepes, 2005. Achieving Child-Health-Related Millennium Development Goals: The Role of Infrastructure. *World Development*, 33(8), 1267-1284.
- Feyzioglu, T., V. Swaroop et M. Zhu, 1998. A Panel Data Analysis of the Fungibility of Foreign Aid. *World Bank Economic Review*, 12(1), 29-58.

Filmer, D. et L. Pritchett, 1999. The impact of public spending on health: Does money matter? *Social Science & Medicine*, 49, 1309–1323.

Filmer, D. et L. Pritchett, 1997. Child Mortality and Public Spending on Health: How much does money matter? *World Bank Policy Research Working Paper*, #1864.

Fogel, R. W., 2004. *The Escape from Hunger and Premature Death, 1700-2100*. Cambridge, New York, Cambridge University Press, 2004, 191 pages.

Fonds des Nations Unies pour l'enfance, 2008. *La situation des enfants dans le monde 2008*. UNICEF.

Fonds monétaire international, 2003. *Fund Assistance for Countries Facing Exogenous Shocks*. Rapport technique, Policy Development and Review Department.

Frey, B. et F. Schneider, 1986. Competing models of international lending activity. *Journal of Development Economics*, 20.

Gakusi, A., M. Garenne et G. Gaullier, 2005. Chocs Externes, Gestions de l'Etat et Mortalité des Enfants en Zambie de 1964 à 1998. *African Development Review*, 17(1).

Gangadharan, L. et M. R. Valenzuela, 2001. Interrelationships between income, health and the environment: extending the Environmental Kuznets Curve hypothesis. *Ecological Economics*, 36, 513-531.

Global Virtual University, Nations Unies, 2009. Globalis. Atlas mondial interactif, disponible à : <http://globalis.gvu.unu.edu/>. Collaboration entre the Norwegian UN Association, UNEP/GRID-Arendal, UNU/Global Virtual University, the University College of Hedmark et the INTIS schools.

Gomanee, K., O. Morrissey, P. Mosley et A. Verschoor, 2005. Aid, Government Expenditure, and Aggregate Welfare. *World Development*, 33(3), 355-370.

Gomanee, K., S. Girma et O. Morrissey, 2003. Searching for aid threshold effects. University of Nottingham, *CREDIT Research Paper* #03/15.

Gomanee, K., S. Girma et O. Morrissey, 2005. Aid, public spending and human welfare: evidence from quantile regressions. *Journal of International Development*, 17(3), 299-309.

Grigoriou, C., 2005. *Essais sur la vulnérabilité des enfants dans les pays en développement : l'impact de la politique économique*. Thèse de doctorat, Université d'Auvergne, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International.

Grossman, M., 1972. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255.

Guilkey, D. K. et R. T. Riphahn, 1998. The determinants of child mortality in the Philippines: estimation of a structural model. *Journal of Development Economics*, 56(2), 281-305.

Guillaumont Jeanneney, S. et R. Kpodar, 2005. *Financial Development, Financial Instability and Poverty*. Oxford, *CSAE Working Paper Series* #2005-09.

Guillaumont, P. et R. Laajaj, 2006. When instability increases the effectiveness of aid projects. *Policy Research Working Paper Series* #4034.

- Guillaumont, P., 1994. Politique d'ouverture et croissance économique : les effets de la croissance et de l'instabilité des exportations. *Revue d'économie du développement*, 1, 91-114.
- Guillaumont, P., 1999. Reducing Poverty By Aid Reallocation: Uncertainties And Alternative Assumptions. *CERDI, Etudes et Documents* #1999.28.
- Guillaumont, P., 2006. Macro Vulnerability in Low-Income Countries and Aid Responses. Dans F. Bourguignon, B. Pleskovic et J. van der Gaag (Eds.), *Securing Development in an Unstable World*, Proceedings of the Annual Bank Conference on Development Economics, Amsterdam, 2005. The World Bank, World Bank Publications, 65-108.
- Guillaumont, P., 2009. Aid effectiveness for poverty reduction: macroeconomic overview and emerging issues. Department of Economic and Social Affairs (DESA), Division of Social Development, United Nations.
- Guillaumont, P., C. Korachais et J. Subervie, 2009. Comment l'instabilité macroéconomique diminue la survie des enfants. *Revue d'économie du développement*, 23, 9-32.
- Guillaumont, P., S. Guillaumont Jeanneney et J.-F. Brun, 1999. How instability Lowers African Growth. *Journal of African Economies*, 8(1), 87-107.
- Gupta, S. et M. Verhoeven, 2001. The efficiency of government expenditure: experiences from Africa. *Journal of Policy Modelling*, 23, 433-467.
- Gupta, S., M. Verhoeven et R. Tiongson, 2002. The effectiveness of government spending on education and health care in developing and transition countries. *European Journal of Political Economy*, 18, 717-737.
- Gupta, S., M. Verhoeven, et R. Tiongson, 2003. Public spending on health care and the poor. *Health Economics*, 12, 685-696.
- Gyimah-Brempong, K. et E. Asiedu, E., 2008. Aid and Human Capital Formation: Some Evidence. Papier présenté à *African Development Bank/United Nations Economic Commission for Africa Conference on Globalization, Institutions and Economic Development in Africa*, Tunis, Novembre 2008.
- Hadjimichael, M. T., D. Ghura, M. Muhleisen, R. Nord, R. et E. M. Ucer, 1995. Sub-Saharan Africa: Growth, Savings, and Investment. Fonds Monétaire International, *Occasional Paper* #118.
- Hanmer, L., R. Lensink et H. White, 2003. Infant and child mortality in developing countries: Analysing the data for Robust determinants. *The Journal of Development Studies*, 40(1), 101-118.
- Hansen, H. et F. Tarp, 2000. Aid effectiveness disputed. *Journal of International Development*, 12(3), 375-398.
- Hansen, H. et F. Tarp, 2001. Aid and growth regressions. *Journal of Development Economics*, 64(2), 547-570.
- Hartgen, K. et M. Misselhorn, 2006. A Multilevel Approach to Explain Child Mortality and Undernutrition in South Asia and Sub-Saharan Africa. Proceedings of the German Development Economics Conference, Berlin 2006, Verein für Socialpolitik, Research Committee Development Economics.
- Heller, P. et S. Gupta, 2002. Challenges in expanding development assistance. Fonds Monétaire International, *Policy discussion paper* #PDP/02/05.

Heltberg, R. et N. Johannesen, 2002. How Parental Education Affects Child Human Capital: Evidence from Mozambique. *Discussion Papers* #02-04, University of Copenhagen. Department of Economics.

Heltberg, R., 2004. The Growth Elasticity of Poverty. Dans A. Shorrocks et R. van der Hoeven (Eds.), *Growth, Inequality, and Poverty: Prospects for Pro-Poor Economic Development*. United Nations University, World Institute for Development Economics Research, Helsinki. Oxford University Press, 81-91.

Herrera S. et G. Pang, 2005. Efficiency of public spending in developing countries: an efficiency frontier approach. *World Bank Policy Research Working Paper* #3645.

Hnatkovska, V. et N. Loayza, 2005. Volatility and Growth. Dans J. Aizenmann et B. Pinto, *Managing Economic Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*, Cambridge University Press, 65-100.

Institute for health metrics and evaluation, 2009. Base de données de l'IHME. Institute for Health Metrics and Evaluation, Washington DC.

Institute for health metrics and evaluation, 2009. Financing Global Health 2009: Tracking Development Assistance for Health. Institute for Health Metrics and Evaluation, University of Washington.

Jamison, D.T., M.E. Sandbu, et J. Wang, 2004. Why has Infant Mortality Decreased at Such Different Rates in Different Countries? *Working Paper* #21, Disease Control Priorities Project.

Jayasuriya, R. et Q. Wodon, 2003. Measuring and explaining country efficiency in improving health and education indicators. Dans 'Efficiency in Reaching the Millennium Development Goals', *World Bank Working Paper* #9, Chapitre 2.

Klasen, S. et M. Misselhorn, 2006. Determinants of the Growth Semi-Elasticity of Poverty Reduction. Mimeo, University of Göttingen, Germany.

Knack, S. et P. Keefer, 1995. Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests using Alternative Institutional Measures. *Economics & Politics*, 7(3), 207-227.

Koch, D.-J., A. Dreher, P. Nunnenkamp et R. Thiele, 2009. Keeping a Low Profile: What Determines the Allocation of Aid by Non-Governmental Organizations? *World Development*, 37(5), 901-918.

Koenig, M. A., D. Bishai, et M. A. Khan, 2001. Health Interventions and Health Equity: The Example of Measles Vaccination in Bangladesh. *Population and Development Review*, 27(2), 283-302.

La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer et R. Vishny, 1999. The Quality of Government. *Journal of Law, Economics and Organization*, 15(1), 222-279.

Lachaud, J.-P., 2001. Les déterminants de l'évolution de la survie des enfants et la pauvreté au Burkina Faso : une approche micro-économétrique. *Documents de travail* #60, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Lachaud, J.-P., 2001. Modélisation des déterminants de la mortalité des enfants et pauvreté aux Comores. *Documents de travail* #53, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

- Laursen, T. et S. Mahajan, 2005. Volatility, Income Distribution, and Poverty. Dans J. Aizenman et B. Pinto, *Managing Volatility and Crisis: A Practitioner's Guide*, Cambridge University Press, 101-136.
- Lawson, D. et S. Appleton, 2007. Child Health in Uganda: Policy Determinants and Measurement. *European Journal of Development Research*, 19(2), 210-233.
- Le Goff, M., 2010. How remittances contribute to poverty reduction: a stabilizing effect. *CERDI Etudes et Documents*.
- Lensink, R. et H. White, 2000. Assessing Aid: A Manifesto for Aid in the 21st Century? *Oxford Development Studies*, 28(1), 5-18.
- Lensink, R. et O. Morrissey, 1999. Aid instability as a measure of uncertainty and the positive impact of aid on growth. University of Groningen, Centre for Development Studies, *Research Reports* #199906.
- Lensink, R. et O. Morrissey, 2006. Foreign Direct Investment: Flows, Volatility, and the Impact on Growth. *Review of International Economics*, 14(3), 478-493.
- Levine, R. et le What Works Working Group, 2004. Millions Saved: Proven Successes In Global Health. Rapport technique, Center for Global Development.
- Lorentzen, P., J. McMillan, et R. Wacziarg, 2005. Death and Development. *NBER Working Paper Series* #11620.
- Mac Guire, J.W., 2001. Social Policy and Mortality Decline in East Asia and Latin America. *World Development*, 29(10), 1673-1697.
- Mac Guire, J.W., 2006. Basic Health Care Provision and Under-5 Mortality: A Cross-National Study of Developing Countries. *World Development*, 34(3), 405-425.
- Mac Kinlay, R. et R. Little, 1977. A foreign policy model of U.S. bilateral aid allocation. *World Politics*, 30, 58-86.
- Mac Kinlay, R. et R. Little, 1978. A foreign policy model of the distribution of British bilateral aid: 1960-70. *British Journal of Political Science*, 8, 313-322.
- Mac Kinlay, R. et R. Little, 1978. The French aid relationship: A foreign policy model of the distribution of French bilateral aid: 1964-1970. *Development and Change*, 9, 459-478.
- Mac Kinlay, R. et R. Little, 1979. The U.S. aid relationship: A test of the recipient need and donor interest models. *Political Studies*, 27, 236-250.
- Maitra, P. et R. Ray, 2004. The Impact of Resource Inflows on Child Health: Evidence from Kwazulu-Natal, South Africa, 1993-98. *Journal of Development Studies*, 40(4), 78-114.
- Maizels, A. et M. K. Nissanke, 1984. Motivations for aid to developing countries. *World Development*, 12, 879-900.
- Mani, S., 2007. Role of the Household and Community in Determining Child Health. *UNU-WIDER Research Paper* #2007/78.
- Mavrotas, G. et B. Ouattara, 2006. Foreign Aid and Fiscal Response: Does Aid Disaggregation Matter. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 138, 534-559.

- Masud, N. et B. Yontcheva, 2005. Does Foreign Aid Reduce Poverty? Empirical Evidence from Nongovernmental and Bilateral Aid. IMF Working Papers 05/100, Fonds Monétaire International.
- Miguel, E. et M. Kremer, 2004. Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities. *Econometrica*, 72(1), 159-217.
- Minujin, A. et E. Delamonica, 2003. Mind the Gap! Widening Child Mortality Disparities. *Journal of Human Development*, 4(3), 397-418.
- Mishra, P. et D. L. Newhouse, 2007. Health Aid and Infant Mortality. *IMF Working Paper* #07/100.
- Mo, P. H., 2001. Corruption and Economic Growth. *Journal of Comparative Economics*, 29, 66-79.
- Mosley, P., 1985. The political economy of foreign aid: A model of the market for a public good. *Economic Development and Cultural Change*, 33, 373-393.
- Mosley, P., 1985. Towards a predictive model of overseas aid expenditures. *Scottish Journal of Political Economy*, 32, 1-19.
- Mosley, P., J. Huson et S. Horrell, 1987. Aid, the public sector and the market in less developed countries. *Economic Journal*, 97, 616-641.
- Mosley, W.H., et L.C. Chen, 1984. An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries. *Population and Development Review*, 10(0), 25-45.
- Mosnier, A., 2008. Quelques éléments pour faciliter l'utilisation des bases de données sur l'aide du CAD. CERDI.
- Moyo, D., 2009. Dead Aid: Why Aid is Not Working and How There is Another Way for Africa. Ed. Allen Lane. Penguin Books.
- Muhuri, P. K., 1995. Health Programs, Maternal Education, and Differential Child Mortality in Matlab, Bangladesh. *Population and Development Review*, 21(4), 813-834.
- Mutunga, C. J., 2007. Environmental Determinants of Child Mortality in Kenya. *UNU-WIDER Research Paper* #2007/83.
- Mwabu, G., 2001. Health Status in Africa: a Regional Profile. *The South African Journal of Economics*, 69(2), 319-335.
- Nations Unies, 2005. Development Challenges in Sub-Saharan Africa and Post-conflict Countries: Report of the Committee for Development Policy on the Seventh session (14-18 March 2005). United Nations, Department of Economic and Social Affairs. United Nations Publications.
- Nations Unies, 2005. Investir dans le développement, Plan pratique pour réaliser les Objectifs du Millénaire pour le Développement, Résumé. *Rapport du « Millenium Project », dirigé par Sachs, J. D.*, Nations Unies, New York.
- Nations Unies, 2008. Base de données de l'UNICEF.
- Nations Unies, 2008. Base de données de l'UNICEF.

- Nations Unies, 2008. Handbook on the Least Developed Country Category: Inclusion, and Graduation and Special Support Measures. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. United Nations Publications.
- Norrbin, S.C. et F. P. Yigit, 2005. The Robustness of the Link between Volatility and Growth of Output. *Review of World Economics*, 141(2), 343-356.
- Omariba, D., R. Beaujot, et F. Rajulton, 2007. Determinants of infant and child mortality in Kenya: an analysis controlling for frailty effects. *Population Research and Policy Review*, 26(3), 299-321.
- Organisation mondiale de la santé, 1946. Constitution de l'organisation mondiale de la santé.
- Organisation mondiale de la santé, 2002. Quantifying Selected Major Risks to Health. *The World Health Report 2002: reducing risks, promoting healthy life*, Chapitre 4.
- Organisation mondiale de la santé, 2003. Rapport sur la santé dans le monde, 2003 – façonner l'avenir. Ed : Tim Evans, R. B. Organisation Mondiale de la Santé, Genève.
- Organisation mondiale de la santé, 2008. Child and Adolescent Health and Development. Progress Report 2006-2007.
- Organisation mondiale de la santé, 2009. Système d'information statistique de l'Organisation Mondiale de la Santé (WHOSIS).
- Organisation mondiale de la santé, 2009. Vaccins et vaccination : la situation dans le monde. Troisième édition. En partenariat avec l'UNICEF et la Banque Mondiale. Publication Organisation Mondiale de la Santé.
- Osei, R., O. Morrissey et T. Lloyd, 2005. The fiscal effects of aid in Ghana. *Journal of International Development*, 17(8), 1037-1053.
- Pack, H. et J. R. Pack, 1990. Is Foreign Aid Fungible? The Case of Indonesia. *Economic Journal*, 100(399), 188-94.
- Pack, H. et J. R. Pack, 1993. Foreign Aid and the Question of Fungibility. *The Review of Economics and Statistics*, 75(2), 258-65.
- Pettersson, J., 2007. Foreign sectoral aid fungibility, growth and poverty reduction. *Journal of International Development*, 19(8), 1074-1098.
- PovcalNet, 2009. Base de données sur la pauvreté: PovcalNet. World Bank, Washington DC.
- Preston, S., 1975. The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development. *Population Studies*, 29(2), 231-248.
- Pritchett, L. et L. H. Summers, 1996. Wealthier is Healthier. *Journal of Human Resources*, 31(4), 841-868.
- Radelet, S., 2004. Aid Effectiveness and the Millennium Development Goals. Center for Global Development *Working Paper #39*.
- Rajan, R. et A. Subramanian, 2005. Aid and Growth: What Does the Cross-Country Evidence Really Show? *IMF Working Papers #05/127*.

- Rajan, R. et A. Subramanian, 2005. What Undermines Aid's Impact on Growth? *IMF Working Papers* #05/126.
- Rajmukar, A.S. et V. Swaroop, 2002. Public Spending and Outcomes: Does Governance Matter ? *World Bank Policy Research Working Paper* #2840.
- Ram, R., 2004. Recipient country's 'policies' and the effect of foreign aid on economic growth in developing countries: additional evidence. *Journal of International Development*, 16(2), 201-211.
- Ramey, G. et V. Ramey, 1995. Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth. *American Economic Review*, 85(5), 1138-1151.
- Ravallion, M. et S. Chen, 1997. What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? *World Bank Economic Review*, 11(2), 357-382.
- Roodman, D., 2004. The Anarchy of Numbers: Aid, Development, and Cross-country Empirics. *EconWPA Development and Comp Systems* #0412003.
- Roodman, D., 2007. The Anarchy of Numbers: Aid, Development, and Cross-Country Empirics. *World Bank Economic Review*, 21(2), 255-277.
- Roodman, D., 2008. Through the Looking Glass, and What OLS Found There: On Growth, Foreign Aid, and Reverse Causality. CGDev Working Paper #137. Center for Global Development, January 2008.
- Rozenzweig, M.R. et T. P. Schultz, 1983. Consumer Demand and Household Production: The relationship between fertility and child mortality. *American Economic Review*, 73, 38-42.
- Rutstein, S. O., 2000. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s. *Bulletin of the World Health Organization*, 78, 1256-1270.
- Sachs, J. D., 2002. Macroéconomie et Santé. Investir dans la santé pour le développement économique. Organisation Mondiale de la Santé.
- Sachs, J. et A. Warner, 1995. Economic Reform and the Progress of Global Integration. *Harvard Institute of Economic Research Working Papers* #1733.
- Sahn, D.E. et D. C. Stifel, 2003. Progress Toward the Millennium Development Goals in Africa. *World Development*, 31(1), 23-52.
- Schaffer, M. E., 2005. XTIVREG2: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression for panel data models. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics.
- Schieber, G. J., L. K. Fleisher et P. Gottret, 2006. Financement de la santé : une chance à saisir. *Finances et Développement*, 43(4), 46-50.
- Schieber, G. J., P. Gottret, L. K. Fleisher et A. A. Leive, 2007. Financing Global Health: Mission Unaccomplished. *Health Affairs*, 26(4), 921-934.
- Schultz, P. T., 2002. Why Governments Should Invest More to Educate Girls. *World Development*, 30(2), 207-225.

- Schultz, T. P., 1984. Studying the Impact of Household Economic and Community Variables on Child Mortality. *Population and Development Review*, 10. Supplement : Child Survival: Strategies for Research, 215-235.
- Sen, A. 2000. Repenser l'inégalité. Editions : Seuil.
- Sen, A., 1983. Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation. Oxford University Press.
- Shkolnikov, V. M., G. A. Cornia, D. A. Leon et F. Mesle, 1998. Causes of the Russian Mortality Crisis: Evidence and Interpretations. *World Development*, 26(11), 1995-2011.
- Ssewanyana, S. et S. D. Younger, 2007. Infant Mortality in Uganda : Determinants, Trends and the Millennium Development Goals. *Journal of African Economies*. 17(1), 34-61.
- Stiglitz, J. E., A. Sen et J.-P. Fitoussi, 2009. Rapport de la commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social.
- Suwal, J.V., 2001. The main determinants of infant mortality in Nepal. *Social science and medicine*, 53, 1667-1681.
- Tavares, J., 2003. Does foreign aid corrupt? *Economics Letters*, 79(1), 99-106.
- Thomas, D., K. Beegle, E. Frankenberg, B. Sikoki, J. Strauss et G. Teruel, 2004. Education in a crisis. *Journal of Development Economics*, 74(1), 53-85.
- Trumbull, W. N. et H. J. Wall, 1994. Estimating aid-allocation criteria with panel data. *Economic Journal*, 104, 876-882.
- Türmen, T., 2002. Child Health Research. *A Foundation for Improving Child Health*.
- Verschave, F.-X., 2003. La Françafrique : le plus long scandale de la République. Stock.
- Wagstaff, A. et M. Claeson, 2004. The Millennium Development Goals for Health: Rising to the Challenges. World Bank Publications.
- Wagstaff, A., 2000. Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 78(1), 19-29.
- Wagstaff, A., 2003. Child health on a dollar a day: some tentative cross-country comparisons. *Social Science and Medicine*, 57, 1529-1538.
- Wang, L., 2003. Determinants of child mortality in LDCs: Empirical findings from demographic and health surveys. *Health Policy*, 65(3), 277-299.
- Weil, D.N., 2005. Accounting for the effect of health on economic growth. *NBER Working Paper Series* #11455.
- Williamson, J. B. et U. Boehmer, 1997. Female life expectancy, gender stratification, health status, and level of economic development: a cross-national study of less developed countries. *Social Science and Medicine*, 45(2), 305-317.
- Wolf, S., 2007. Does Aid Improve Public Service Delivery? *Review of World Economics*, 143(4), 650-672.

Wolpin, K.I., 1997. Determinants and consequences of the mortality and health of infants and children. *Handbook of Population and Family Economics*, édité par M.R. Rosenzweig et O. Starck, Vol.1A, Chapitre 10, 483-557.

Wooldridge, J. , 2002. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Pub.

World development indicators, 2008. Base de données World development index (WDI). World Bank, Washington, DC.

Résumé. La réduction de la mortalité des enfants est l'un des objectifs du millénaire pour le développement les plus universellement acceptés. Un des moyens mis en œuvre pour l'atteindre est l'aide internationale. Or, même si des succès des activités d'aide à la santé sont soulignés au niveau microéconomique, on ne connaît pas l'efficacité de l'aide à la santé d'une manière plus générale. En effet, malgré une abondance de travaux macroéconomiques sur l'efficacité de l'aide étrangère sur la croissance économique des pays bénéficiaires, peu traitent de son efficacité en matière de santé. L'objet de cette thèse est précisément d'évaluer l'efficacité de l'aide à améliorer la santé, au niveau macroéconomique. Par ailleurs, il est rappelé que l'aide étrangère permet de compenser les effets de l'instabilité macroéconomique. Il est effectivement connu que l'instabilité des revenus est source de désagréments sur l'activité économique des pays en développement. De là, émerge l'hypothèse selon laquelle l'aide pourrait permettre de compenser les effets négatifs de l'instabilité économique dans l'amélioration de la santé et la réduction de la pauvreté. Avant de vérifier cette hypothèse, les effets macroéconomiques de l'instabilité sur la santé et la pauvreté, jusque là inconnus, sont analysés. La thèse est constituée de cinq chapitres qui peuvent être lus indépendamment les uns des autres. Le premier chapitre passe en revue les déterminants macro-économiques de la bonne santé, et met en évidence les chemins par lesquels le financement extérieur peut améliorer la santé des populations. Les chapitres 2 et 3 explorent ces canaux et analysent les effets de l'aide étrangère sur la santé, que ce soit directement par des activités axées sur la santé ou indirectement par une amélioration globale de l'activité économique. Enfin, les deux derniers chapitres analysent les effets néfastes de l'instabilité économique sur la santé et sur la réduction de la pauvreté, puis envisagent l'efficacité de l'aide dans ces domaines en présence d'instabilité.

Mots clés : Aide internationale, Aide publique au développement, Santé, Mortalité infanto juvénile, Développement économique, Pauvreté, Pièges à pauvreté, Instabilité économique, Pays en développement.

Abstract. The reduction of child mortality is one of the most universally accepted millennium development goals. International assistance is one of the means implemented to reach it. However, even if many successes of health aid activities have been underlined at the microeconomic level, the effectiveness of health assistance in general remains unknown. Indeed, in spite of many macroeconomic works on aid effectiveness on economic growth, only little deals with its effectiveness in health. The purpose of this thesis is precisely to assess the effectiveness of foreign assistance in improving health, at the macroeconomic level. Besides, it has been pointed out that foreign aid makes it possible to compensate for the effects of macroeconomic instability. In fact, it is already known that income instability is a source of trouble in the economic activity of developing countries. Consequently, we assume that foreign aid could compensate the negative effects of economic instability on health and on the poverty reduction. Before checking this assumption, since the effects of instability on health and poverty are unknown at a macro level, they are analyzed. The five chapters of this thesis can be read independently. The first chapter reviews the macroeconomic determinants of good health, and highlights the ways by which external financing can improve public health. Chapters 2 and 3 explore these channels and analyze the effects of foreign aid on health: those that are direct, *i.e.* coming from health activities, and those that are indirect, *i.e.* resulting from a general improvement of the economy. Chapters 4 and 5 analyze the damaging effects of economic instability on health and on poverty reduction, and then consider the aid effectiveness in these fields with instability.

Keywords : Foreign aid, Official development assistance, Health Child mortality, Economic development, Poverty, Poverty trap, Economic instability, Developing countries.