



Document de travail de la série

*Études et Documents*

E 2002.20

**Dettes extérieures et situation socio-politique :  
quel rôle dans les dépenses publiques de santé  
dans les pays en développement ?**

**Martine AUDIBERT, Jacky MATHONNAT,  
Jean-François BRUN, Céline CARRERE<sup>1</sup>**

septembre 2002, 28 p.

<sup>1</sup>Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International, CERDI-CNRS, Université d'Auvergne,  
Clermont-Fd - France  
Correspondance: [J.Mathonnat@u-clermont1.fr](mailto:J.Mathonnat@u-clermont1.fr)

## Résumé

*Cet article se propose d'étudier les déterminants des dépenses publiques de santé dans les pays en développement en mettant plus particulièrement l'accent sur la contrainte financière extérieure, sur une dimension clé de la gouvernance, la corruption, et sur deux autres composantes de la situation socio-politique, l'agitation socio-politique et la dominance ethnique. On utilise pour ce faire une analyse économétrique sur données de panel pour un échantillon de 61 pays. En contrôlant pour le rôle d'autres facteurs, nos résultats confortent l'approche selon laquelle un allègement de la charge de la dette dans les pays pauvres très endettés (PPTÉ) doit favoriser une augmentation des dépenses publiques de santé. Mais ils ne fournissent pas d'éléments allant dans le sens d'un allègement indifférencié devant porter sur l'ensemble des pays en développement. Ils montrent également que la corruption et l'instabilité socio-politique constituent des environnements préjudiciables aux dépenses publiques de santé et suggèrent que les pays à forte dominance ethnique ont été plus attentifs à celles-ci que les autres. Par ailleurs, nos analyses ne permettent pas de conclure à une incidence significative de l'état de santé de la population sur les ressources publiques allouées à la santé.*

*Mots clé : Dépenses publiques – dette – santé – corruption - instabilité socio-politique – dominance ethnique.*

## Abstract

*The aim of this paper is to analyze the determinants of public health expenditure in developing countries. This is done through an econometric analysis of panel data for 61 countries. A special interest is devoted to the role of external financial constraints, on corruption and on two aspects of the socio-politic situation : socio-politic unrest and ethnic structure. By highlighting the positive role of net transfers and external grants in the highly indebted poor countries (HIPC), our results back the approach according to which the alleviation of debt burden in these countries could lead to an increase in public health expenditure, but we find no evidence of this potential effect for the other countries. Our results also bring to the fore the importance of corruption issues with the presence of a threshold above which corruption has a negative effect on public health expenditure. Socio-politic unrest have also a negative impact on public resources allocated to health. Ethnic dominance appears to free a room for maneuver the governments can use to increase public expenditures in health sector. Our results also emphasizes the absence of any statistic relation between the populations' health status as a determinant of public health expenditure.*

*Key words : public expenditure – debt – health – corruption – socio-political instability – ethnic dominance*

## Introduction

On observe d'importantes différences dans les dépenses publiques de santé entre Etats, que ce soit au niveau des pays industrialisés ou des pays en développement. Quelles en sont les raisons ? La question a été posée pour les dépenses publiques et privées de santé dans les pays de l'OCDE par les travaux pionniers de John Newhouse en 1977 et pour les dépenses publiques dans les pays en développement par ceux de Peter Heller en 1982. Ces études ont ouvert la voie à une recherche féconde d'où il ressort entre autres qu'il n'existe pas une théorie ou des théories claires sur lesquelles se fonder (Gerdtham et Jönsson, 2000), mais des hypothèses générales qu'il convient de tester.

L'objet de cet article est de contribuer à une meilleure compréhension des déterminants des dépenses publiques de santé dans les pays en développement en apportant plus particulièrement des éléments de réponses à deux grandes questions : i) les contraintes financières, et particulièrement celles qui résultent de l'endettement extérieur, ont-elles un impact sur les dépenses publiques de santé ? ii) les dépenses publiques de santé sont-elles influencées par des facteurs socio-politiques comme la corruption, la polarisation ethnique et l'instabilité socio-politique ?

Cet article comprend cinq sections. Nous montrons tout d'abord pourquoi il importe de mieux comprendre les déterminants des dépenses publiques de santé (1). Nous présentons ensuite les hypothèses que nous souhaitons tester et les variables retenues pour ce faire (2). La section 3 expose la démarche économétrique adoptée ainsi que certains points méthodologiques spécifiques. Les résultats sont discutés dans la section 4 et nous nous efforçons d'en dégager différentes implications opérationnelles. La section 5 résume les principales conclusions de l'étude.

### 1. Pourquoi est-il important de mieux comprendre quels sont les facteurs qui agissent sur les dépenses publiques de santé ?

Il y a un large consensus pour admettre que les dépenses publiques de santé sont généralement insuffisantes dans les pays en développement, notamment dans les pays à faible revenu, et par voie de conséquence, pour considérer que leur augmentation est souhaitable. Ceci n'est nullement en contradiction avec le fait qu'il serait d'une part généralement possible d'améliorer l'état de santé avec un même volume de ressources publiques, et que d'autre part les études disponibles mettent en évidence que les dépenses publiques de santé, prises *globalement*, n'ont pas *dans l'ensemble* d'effets statistiquement significatifs sur l'état de santé des populations. Leur impact sur la santé dépend fondamentalement - et conjointement - de la nature et du volume de l'offre de soins que ces ressources financent, de l'efficace et de la qualité des programmes et des systèmes de santé<sup>1</sup>, de la réaction du secteur privé face à l'augmentation de l'offre publique de soins<sup>2</sup>, et enfin du comportement des individus en matière de demande de soins, à savoir dans quelle mesure ils recourent aux différents types de soins publics et privés existants.

Au-delà de ces résultats qui témoignent de la complexité des liens entre dépenses publiques de santé et amélioration de l'état de santé, il se dégage de la littérature récente deux corpus d'arguments en faveur d'une augmentation des dépenses publiques de santé :

- En contrôlant pour les autres facteurs, l'impact des dépenses publiques de santé sur l'état de santé est plus important dans les pays à faible revenu que dans les autres (Gupta, Verhoeven et Tiongson 2001), et il est plus élevé sur l'état de santé des pauvres que des non pauvres. Cette plus grande sensibilité de la santé des pauvres aux dépenses publiques de santé se vérifie non seulement

<sup>1</sup> L'efficace est positivement reliée à la qualité de la gouvernance. Rajkumar et Swaroop (2002) ont montré que les pays très corrompus ou bien crédités d'une bureaucratie inefficace ont une dépense publique de santé comparativement inefficace.

<sup>2</sup> Ce point a été clairement précisé par Filmer, Hammer et Pritchett (2000) qui écrivent «...Changes in the price or availability of government intervention [in health sector] may induce a private supply response that can mitigate any actual impact on health outcomes ».

lorsque l'on regarde dans quelle mesure les dépenses de santé bénéficient aux pauvres (incidence du bénéfice – les dépenses de santé qui profitent aux pauvres améliorent davantage leur état de santé que ne le font, pour les non pauvres, les dépenses dont ces derniers bénéficient). Mais il en est de même quelle que soit la répartition des dépenses publiques de santé entre les différents niveaux de revenus. Filmer, Hammer et Pritchett (2000) et Gupta, Verhoeven et Tiongson (2001) présentent des résultats qui suggèrent de plus que « le bénéfice marginal de la dépense publique de santé est plus élevé pour les pauvres, quelle que soit la part de la dépense publique de santé reçue par les différents groupes de revenus (...). Cela veut dire que même avec une répartition *uniforme*<sup>3</sup> des dépenses publiques de santé entre les différents groupes de revenus, l'impact de la dépense publique sur l'état de santé sera malgré tout plus important pour les pauvres » (Gupta, Verhoeven et Tiongson, op. cit. p. 18)<sup>4</sup>. Toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation des ressources publiques consacrées à la santé améliorera donc la santé des pauvres. Mais on pourrait objecter qu'avant d'envisager une augmentation des dépenses publiques, il convient de s'attacher à améliorer l'efficacité des systèmes, ce que personne ne conteste. Il existe indiscutablement une marge de manœuvre en la matière, mais elle est naturellement variable selon les pays (Hensher, 2001).

- Deux études récentes montrent que quels que soient les gains potentiels en matière d'efficacité, les dotations publiques restent insuffisantes dans de nombreux cas. La première étude, qui est celle de Gupta, Verhoeven et Tiongson (2001) précitée, estime qu'une réduction de deux tiers du taux de mortalité infantile d'ici 2015 dans les pays éligibles à l'Initiative Pays Pauvres Lourdemment Endettés (cf. plus loin) nécessiterait, toutes choses égales par ailleurs, un niveau de dépenses publiques de santé équivalent à 12% du PIB, alors qu'il est actuellement d'environ 2%. Les autres résultats de cette étude suggèrent qu'une hausse aussi considérable ne serait pas nécessaire dès lors que des progrès notables seront accomplis en d'autres domaines agissant sur les taux de mortalité infantiles, tels l'éducation des femmes par exemple. Mais un effort important en matière de dépenses publiques sera de toute manière requis. La seconde étude est le rapport « Macroéconomie et santé » de l'OMS (2002). Les auteurs partent d'une estimation des ressources nécessaires pour augmenter significativement à l'horizon 2007, puis 2015, les taux de couverture d'un ensemble d'interventions sanitaires « essentielles » concernant la tuberculose, le paludisme, le VIH, les vaccinations BCG/DTC/VPO, la rougeole, les soins maternels,... dans les pays en développement<sup>5</sup>. Il en coûterait d'ici 2007 environ 14\$ *de plus* par personne et par an dans les pays à faible revenu et 22\$ dans les pays les moins avancés. Les chiffres ci-dessous révèlent l'ampleur de la progression nécessaire et confirment de ce fait l'intérêt de s'interroger sur les facteurs qui influencent le montant des ressources publiques consacrées à la santé.

	Dépenses publiques de santé per capita ; \$ - 1997	Dépenses totales de santé per capita ; \$ - 1997
Pays les moins avancés	6	11
Pays à faible revenu	13	23

*Ensemble des PFR et des PMA ; d'après OMS, op. cit. p. 62*

L'importance de la question des déterminants des dépenses publiques de santé est d'autant plus manifeste qu'en la matière les disparités entre pays sont considérables (tableau 1 ; graphique 1) : les ressources publiques allouées à la santé vont de 30 \$ PPA en moyenne en Afrique au Sud du Sahara à environ 200 \$ en Amérique Latine et Caraïbes, en Afrique du Nord et au Moyen-Orient en passant par 50 \$ en Asie (ordres de grandeur). Dans les pays de l'échantillon sur lequel porte l'analyse économétrique présentée dans cet article, les écarts entre les valeurs minima et maxima des dépenses publiques de santé par personne en dollars internationaux sont schématiquement de 1 à 50 en Asie et en Amérique Latine et Caraïbes, et de 1 à 30 en Afrique. Ces montants reflètent naturellement pour

<sup>3</sup> En italiques dans le texte.

<sup>4</sup> Les résultats d'Anand et Ravallion (1993) allaient implicitement dans le même sens.

<sup>5</sup>Cf. OMS, 2002, appendice 2.

partie les différences de PIB par tête. Mais même lorsqu'on exprime les dépenses publiques de santé en pourcentage du PIB, on note des différences de niveau considérables (tableau 1) : les taux varient de 0,6% à 6,4% du PIB en Afrique, de 1,3% à 5,3% du PIB en Afrique du Nord et au Moyen-Orient par exemple. Les écarts sont également importants – plus du simple au double - entre les pays à faible revenu et ceux à revenu intermédiaire (dépenses publiques de santé respectivement égales à 1% et 2,4% du PIB en 1998). Le graphique en annexe 1 illustre certaines hétérogénéités de niveau de dépenses publiques de santé en pourcentage du PIB en les rapprochant du niveau de revenu per capita. On y voit par exemple que l'Indonésie, la Bolivie et la Jordanie ont un niveau de revenu par tête comparable, de l'ordre de 3000 \$ PPA en 1998. Or les taux de dépenses publiques de santé vont de moins de 1% du PIB (Indonésie) à plus de 5% (Jordanie). En revanche, le Burkina, le Brésil et le Chili ont un taux de dépenses publiques de santé assez voisin (autour de 2,7% du PIB). Or le PIB per capita est supérieur à 12000 \$ PPA au Chili et inférieur à 2500 \$ au Burkina.

*Insérer Tableau 1 :*

*et Graphique 1*

## 2. Approche théorique

La plupart des auteurs qui se sont penchés sur les déterminants des dépenses de santé ont utilisé des méthodes économétriques (cf. entre autres Gallagher, 1994 ; Gbesemete et Gerdtham, 1992 ; Heller, 1982 ; Heller et Diamond, 1990 ; Sahn, 1992). Certains ont recouru à d'autres approches. C'est notamment le cas de Calipel et Guillaumont (1994) qui analysent la variation des dépenses de santé per capita à partir d'une décomposition arithmétique qui permet de faire apparaître ce qui est attribuable à la variation du produit par tête, à celle des dépenses publiques rapportées au PIB et à la part des dépenses de santé dans les dépenses totales.

Comme nous l'avons souligné plus haut, il n'existe pas une ou des théories qui se seraient imposées au fil des recherches, mais un ensemble d'hypothèses qu'il convient d'affiner et de tester. On utilise ici une analyse économétrique sur données de panel pour la période 1985-98<sup>6</sup> avec un échantillon de 61 pays.

La variable dépendante est la dépense publique de santé par habitant (DSHAB),<sup>7</sup> exprimée en termes de parité des pouvoirs d'achat, ce qui permet d'affiner la comparabilité internationale des données (cf. par exemple Newhouse, 1987, Parkin, 1989, Gerdtham et Jönsson, 2000). Elle n'est cependant pas totale car en certains pays il existe des dépenses extra-budgétaires qui peuvent être plus ou moins bien enregistrées, les dépenses effectuées aux niveaux des administrations décentralisées ne sont pas toujours connues avec précision, et au sein d'un pays, l'évolution du déflateur du secteur santé<sup>8</sup> peut s'écarter de celle du déflateur du PIB.

On considère que la dépense publique de santé (DSHAB) est influencée par cinq grandes catégories de facteurs : le PIB par habitant, la contrainte en ressources internes et externes (dont la charge de la dette extérieure), l'état de santé de la population, des facteurs d'environnement et des caractéristiques socio-politiques, tels que la gouvernance (dont la corruption est l'un des éléments constitutifs), la fragmentation ethnique et l'instabilité politique. Pour chaque catégorie de déterminants potentiels, on précisera les indicateurs retenus et les hypothèses faites en insistant plus particulièrement sur le rôle de la dette extérieure et des facteurs socio-politiques qui ont spécialement retenu notre attention dans cet article et que l'on examinera en premier.

<sup>6</sup> Données FMI complétées par différents documents et études (Revue de Dépenses Publiques de la Banque Mondiale,...).

<sup>7</sup> Ibid..

<sup>8</sup> Ce déflateur n'est généralement pas disponible.

▪ *La dette extérieure et la contrainte en ressources*

On testera l'hypothèse d'une relation positive entre les ressources publiques (internes et externes) et les dépenses publiques de santé. Depuis le début des années quatre-vingt dix plus particulièrement, la lutte contre la pauvreté et le développement des secteurs sociaux, qui ont toujours été dans la rhétorique officielle, font l'objet d'une plus grande préoccupation à la fois des gouvernements et des bailleurs de fonds. De ce fait il serait logique qu'une augmentation des ressources publiques – ou un relâchement de la contrainte financière - s'accompagnât d'une hausse des dépenses publiques de santé.

La disponibilité en ressources extérieures et la contrainte de la dette extérieure sont appréhendées selon deux approches complémentaires. On s'intéressera en premier lieu à la contrainte telle qu'elle est assez souvent *perçue*, c'est à dire assimilée au service de la dette (SD) à long terme (service total i.e. capital et intérêts) - ou seuls paiements d'intérêt (INT). On a retenu le service réglé, considérant qu'aux termes des arbitrages budgétaires qui interviennent dans le courant de l'année, c'est celui-ci qui, plus que le service dû, est susceptible d'influencer les dépenses publiques de santé.

Mais en fait, bien que le service de la dette soit souvent avancé en certaines enceintes comme ayant un impact négatif sur les crédits alloués aux secteurs sociaux, dont la santé, il est conceptuellement peu représentatif de la contrainte réelle engendrée par la dette extérieure. Il est préférable de raisonner en termes de transferts nets au titre de la dette (les tirages/versements moins le service réglé). Si les transferts nets, positifs, se contractent fortement, ou si, négatifs, ils le deviennent davantage, la contrainte financière au titre de la dette extérieure s'accroît. Cependant, l'évolution favorable ou défavorable des transferts nets peut être amplifiée par l'évolution des dons extérieurs. Par exemple, l'accroissement de contrainte extérieure que représenteraient des transferts nets négatifs passant de – 10 à –30 millions de dollars serait obéré par des dons (transferts officiels) qui progresseraient de 5 à 25 millions de dollars. Ceci nous conduit à retenir également le concept que nous qualifions d' « apports nets totaux » par habitant (APNT), c'est à dire la somme des transferts nets (TNHAB) et des dons (DONHAB) par habitant.<sup>9</sup>

Au niveau interne, l'indicateur retenu est le ratio ressources intérieures courantes<sup>10</sup> en pourcentage du PIB (RESS).

La contrainte budgétaire globale, dans sa dimension intérieure et extérieure, peut être captée par le solde budgétaire conventionnel ou besoin d'emprunt net, c'est à dire les ressources (dons inclus) moins les dépenses comprenant les intérêts au titre de la dette publique, amortissement exclu.<sup>11</sup> On a retenu le solde base caisse (BUDG), car c'est celui qui est le plus souvent utilisé dans les accords de stabilisation et d'ajustement. Il est donc plus représentatif de la contrainte financière globale et ainsi plus à même d'infléchir le comportement des États. Mais rien ne permet de dire que la contrainte financière va nécessairement peser sur les dépenses publiques de santé. Beaucoup dépendra des arbitrages budgétaires et de l'engagement des gouvernants. Par exemple, Hicks (1991) a montré pour la période 1978-84 que les dépenses sociales ont été dans l'ensemble plutôt *comparativement* protégées tant dans les pays où les dépenses totales ont été réduites, que dans ceux où les paiements d'intérêt ont augmenté. On aura des exemples plus récents dans IMF 1998. Par ailleurs, Gallagher (1994) a trouvé en analyse transversale un effet d'éviction des paiements d'intérêt sur les dépenses de défense, d'éducation et d'infrastructure, alors "qu'il n'y a pas d'effet d'éviction clair pour les dépenses de santé et d'agriculture".<sup>12</sup>

L'influence de l'aide affectée sur les dépenses publiques dans les secteurs d'affectation a fait l'objet de plusieurs travaux constituant un faisceau de présomptions qui suggère l'existence d'une fongibilité

<sup>9</sup> Sources des données brutes : Banque Mondiale, *World Debt Tables* et *Global Development Finance*, différentes années.

<sup>10</sup> Dons exclus.

<sup>11</sup> Le principal est généralement reconduit, et de ce fait l'amortissement n'apporte pas réellement d'information en termes de contrainte financière.

<sup>12</sup> Toutefois, les relations de Gallagher ne sont plus significatives si l'on tient compte des effets fixes.

assez largement répandue. L'étude de Devarajan et alii (2000) conclut que rien ne montre que l'aide affectée à la santé accroisse les dépenses publiques dont ce secteur bénéficie. Ce résultat vient confirmer ceux auxquels étaient parvenus d'autres auteurs, utilisant des méthodes différentes (Pack et Pack, 1990 et 1993 ; Feyzioglu, Swaroop et Zhu, 1997). Il n'est donc pas apparu opportun de tester ici une variable d'aide affectée.

▪ *Les variables socio-politiques*

- La corruption, une dimension essentielle de la problématique de la gouvernance

Depuis une dizaine d'années, il y a un regain d'intérêt pour l'analyse des effets de la gouvernance sur le développement. La gouvernance fait l'objet de plusieurs conceptions<sup>13</sup>. Elle peut se définir comme « l'utilisation de l'autorité politique, l'exercice du contrôle sur la société et la gestion de ses ressources pour le développement économique et social » (Serageldin et Landell-Mills, 1991, p. 4) ; plus brièvement, par « la manière dont le pouvoir est exercé dans la gestion des ressources économiques et sociales d'un pays pour le développement » (World Bank, 1994)<sup>14</sup> ou, plus largement, (UNDP, 1997) comme « [l'ensemble des] mécanismes, processus, relations et institutions à travers lesquels les citoyens et les groupes articulent leurs intérêts, exercent leurs droits et obligations et règlent leurs différends. La gouvernance comprend toutes les méthodes – bonnes et mauvaises – qu'utilisent les sociétés pour distribuer du pouvoir et gérer les ressources et les problèmes publics ». Pour Kaufman, Kraay et Zoido-Lobaton (1999 a), la gouvernance se définit comme « les traditions et les institutions par lesquelles l'autorité est exercée dans un pays. Cela englobe i) le processus par lequel les gouvernements sont sélectionnés, contrôlés et remplacés, ii) la capacité d'un gouvernement à formuler et mettre en œuvre des politiques appropriées et iii) le respect qu'ont les citoyens et l'Etat pour les institutions qui gouvernent les interactions économiques et sociales qui existent entre eux ».

Il y a un large consensus pour admettre qu'une bonne gouvernance repose sur quatre éléments clé : i) la responsabilité de ceux qui exercent un pouvoir, c'est-à-dire ici la mesure dans laquelle ils doivent effectivement rendre des comptes, ii) la transparence i.e. l'accès à faible coût à une information fiable et pertinente pour juger de l'action publique, iii) la prédictibilité, résultant de lois et règles claires, connues, uniformément et effectivement appliquées et iv) la participation. Or quelle que soit la définition que l'on privilégie, la corruption est au cœur de la problématique de la gouvernance car elle peut en affecter chacune des composantes. C'est la raison pour laquelle on cherchera dans cette étude à en analyser les effets sur les dépenses publiques de santé.

Comme pour la gouvernance, il en existe de nombreuses définitions. On s'intéresse ici à la corruption au sens large. Elle peut se définir, de manière très largement acceptée, comme l'abus d'une charge publique à des fins de profits privés personnels ou catégoriels. La corruption ainsi appréhendée concerne le comportement de tous ceux qui ont un pouvoir dans/sur les affaires publiques, qu'ils s'agissent de politiciens, d'employés du secteur public ou des militaires. On ne distingue pas ici entre la corruption qualifiée de « bureaucratique » dans la littérature par opposition à la corruption « politique »<sup>15</sup>, ni entre la

<sup>13</sup> B. Campbell note qu'« au XIIIème siècle, le terme apparaît dans la langue française comme équivalent à gouvernement (...) pour s'employer au sens large de 'charge de gouvernance' (1679) ». Mais dans le contexte contemporain, précise Campbell, il dérive de la notion contenue dans le terme anglophone de « governability » introduit dans le Rapport de la Commission Trilatérale de mai 1975 sur « Governability of Democracies ». Campell 2001, p.120-121.

<sup>14</sup> Ce qui est également la définition de la Banque Asiatique de Développement.

<sup>15</sup> On assimile souvent abusivement « corruption politique » et « grande corruption ». Il y a corruption politique lorsque les hommes politiques utilisent leur pouvoir pour se maintenir en place, s'enrichir, eux, leurs proches ou leur groupe politique, clanique,...., d'appartenance. Les modalités en sont variées : formulation des règles à leur profit, clientélisme abusif, intimidation des opposants, fraude électorale, extorsion de fonds etc. La corruption politique affecte la manière dont les décisions sont prises. Il y a instrumentalisation des institutions et des règles de droit. L'un des problèmes de fond de la corruption politique est précisément l'absence de volonté des politiciens pour changer un système dont ils sont les principaux bénéficiaires. La grande corruption peut être le fait d'un haut fonctionnaire qui n'a pas de responsabilité politique. Mais dans la réalité, une distinction stricte entre d'une part corruption politique et bureaucratique – clivage qui dépendrait du degré de séparation entre la sphère politique et administrative – et d'autre part entre grande et petite corruption est souvent mal aisée car elles vont généralement de paire. Ceci est particulièrement vrai dans les Etats qualifiés de « néo-patrimoniaux » ou de kleptocratiques.

corruption dite « systémique », qui concerne la pratique généralisée d'un gouvernement, par rapport à la corruption individuelle, plus isolée et sporadique, qu'elle soit au sommet ou à la base—On a utilisé l'indicateur de corruption perçue construit par Kaufman, Kraay et Zoido-Lobaton (1999a), qui correspond à cette définition large de la corruption. Il s'agit d'un indice synthétique élaboré par ces auteurs à partir des indicateurs spécifiques calculés pour 1997et/ou 1998 par treize sources différentes<sup>16</sup>.

On testera l'hypothèse selon laquelle la corruption conduirait, toutes choses égales par ailleurs, à un moindre niveau de dépenses publiques de santé, ce qui n'a pas été examiné dans la littérature. Plusieurs catégories de raisons peuvent jouer à des degrés divers selon les pays :

- i. Les régimes ou les sociétés où la corruption est forte manifestent vraisemblablement un intérêt limité pour la santé des personnes. C'est notamment le cas si l'Etat est « capté » par une oligarchie engagée dans une politique de recherche de rente se faisant aux dépens du reste de l'économie.<sup>17</sup>
- ii. La corruption entraîne un moindre niveau de prélèvement public, donc toutes choses égales par ailleurs, il en résulte un moindre niveau de dépenses publiques de santé. Certains auteurs cependant ont fait valoir que la corruption pouvait contribuer à réduire l'évasion fiscale et s'avérer favorable au prélèvement public. Le corps du raisonnement (Mookherjee, 1997) considère que le fonctionnaire corrompu est incité à une recherche diligente des fraudeurs par la perspective du pot-de-vin qu'il obtiendra en contrepartie de la minoration d'impôt qu'il accordera aux contribuables en faute. Double gain pour le Trésor : d'une part les candidats à l'évasion fiscale anticipent le processus, ce qui rend la fraude fiscale moins attrayante, et d'autre part davantage d'irrégularités sont détectées, ce qui élargit la matière imposée. Si l'on peut accepter l'analyse dans une perspective de court terme, plusieurs arguments suggèrent en revanche, à long terme, un impact négatif de la corruption sur les recettes publiques. Tout d'abord des études de cas montrent que l'arbitraire dans l'application de la fiscalité, largement lié à la corruption, mine la légitimité de l'administration et de ce fait favorise l'évasion fiscale (Tanzi, 2000 ; Bai et Wei, 2001 ; Fjellstad et Tungodden, 2001). Qui plus est, la corruption, qui ne se limite pas au seul domaine fiscal, pousse globalement au développement de l'économie informelle. Plus celle-ci est importante, plus les recettes mobilisées par le gouvernement sont faibles en pourcentage du PIB. C'est ce qui ressort d'une étude effectuée par Friedman *et alii* (2000) sur un échantillon de 69 pays. Enfin, plusieurs études ont montré que la corruption exerçait un effet négatif sur l'investissement et la croissance (Mauro, 1997 ; Gray et Kaufmann 1998). Toutes choses égales par ailleurs, il en résulte à taux de prélèvement inchangé un moindre niveau de recettes publiques.
- iii. La corruption favorise l'endettement par quatre canaux principaux. En premier lieu, elle agit négativement sur les recettes publiques, ce qui tend à accroître le déficit budgétaire. En second lieu, elle engendre des surcoûts pour le secteur public (appel d'offres biaisés, surfacturation des prestataires de services,...). Ensuite elle enlève de la rationalité à certaines opérations de dépenses publiques et elle correspond ainsi à un gaspillage de ressources. Enfin elle débouche sur des dépenses indues. Deux exemples caricaturaux sont rapportés par Moreno Ocampo (2001) à propos de l'Argentine et du Kenya. Ces Etats ont accordé plusieurs centaines de millions de dollars de subvention à l'exportation d'or... alors qu'ils n'en produisaient pas. En augmentant le besoin de financement extérieur dans le présent, la corruption hypothèque la marge de manœuvre future de l'Etat. Le service de la dette alourdit les dépenses publiques d'un gouvernement qui sera d'autant moins incité à effectuer des arbitrages budgétaires favorables à la santé que la corruption sera grande.
- iv. Les points qui précèdent suggèrent une dynamique qui s'auto-entretient, en particulier si les fruits de la croissance profitent surtout à une élite dans un contexte de « capture de l'Etat ». Dans ce cadre, la corruption va porter à *la fois* sur l'application des règles et sur leur formulation<sup>18</sup>. On rejoint ici ce que disait Douglas North lors de la conférence donnée à l'occasion de la remise de son Prix Nobel

<sup>16</sup> Dont Business Environment Risk Intelligence, Economist Intelligence Unit, Gallup International, Standard and Poor DRI/McGraw-Hill, World Bank/University of Basel ; cf op. cit. p. 28 et 60.

<sup>17</sup> Sur la question de la « capture de l'Etat », voir entre autres Hellman, Jones et Kaufmann, 2000.

<sup>18</sup> A titre d'illustration, on pensera aux difficultés qu'il y a en certains pays à faire émerger une politique rationnelle du médicament et à produire et appliquer les textes permettant de créer et faire fonctionner des centrales d'achats opérationnelles pour assurer l'approvisionnement des structures publiques en médicaments génériques



en 1993 : « Institutions are not...created to be socially efficient ; rather they, or at least the formal rules, are created to serve the interests of those with the bargaining power to create new rules » . Cette dynamique auto-entretenue éclaire en partie la relation observée entre la corruption dans les institutions clé et la pauvreté conjuguée avec un faible accès des couches inférieures de la société aux services publics de base (Kaufman et Kraay, 2002).

- v. Pour les décideurs et les agents en position de responsabilité élevée, il est certainement plus difficile de capter une rente importante dans le domaine de la santé que dans d'autres secteurs, ce qui n'incite pas à un effort en faveur des dépenses publiques de santé. L'une des raisons en est la moindre importance des dépenses d'équipements et le fait qu'il y ait moins de dépenses qui se prêtent à manipulation<sup>19</sup> ;
- vi. Certains auteurs (Murphy, Shleifer et Vischny, 1998) ont montré que la mise en place d'un système d'extraction de rente faisait baisser le coût des recherches de rentes ultérieures. Comme historiquement, d'autres secteurs se prêtaient davantage que la santé à l'extraction de rente, cet élément vient s'ajouter au point précédent ;
- vii. Il est important que la corruption puisse rester relativement discrète (Murphy, Shleifer et Vischny, 1998) : il est donc, du point de vue de la recherche d'une rente, plus intéressant d'orienter les dépenses publiques vers des grands contrats ; or la santé offre relativement peu d'opportunité en la matière ;
- viii. Notons enfin que le personnel de santé peut assez facilement pratiquer des tarifications occultes pour augmenter son revenu, ce qui émousse les revendications catégorielles pour obtenir plus de crédits de la part de l'Etat.

On se demandera par ailleurs si la corruption agit de manière linéaire ou si on n'observerait pas un effet de seuil au-dessous duquel la corruption aurait peu d'influence. Cet effet de seuil (MCCRURU) est capté en multipliant l'indicateur de corruption (CORRU) par une variable muette prenant la valeur 1 pour les pays avec un niveau de corruption supérieur à la moyenne et zéro pour les autres.

#### - La dominance ethnique

Le rôle des facteurs ethniques est de plus en plus présent dans les débats et les analyses quantitatives sur le développement. Si Arcand, Guillaumont et Guillaumont (2000) ont montré que la fragmentation ethnique n'avait pas de rôle fondamental dans la faible croissance africaine, Mauro (1997), Kaufman, Kraay et Zoido-Lobaton (1999b) trouvent au contraire que la fragmentation ethnique est associée à une moindre croissance du revenu par habitant. Collier (2000) a de son côté mis en évidence que les sociétés avec un fort niveau de diversité ethnique et religieuse présentaient moins de risques de guerre civile que les sociétés plus homogènes. Millet (1998) montre que la diversité ethnique a un impact significatif sur la corruption.

On se pose ici une question limitée qui est de chercher à savoir si le fait qu'une société soit ethniquement « polarisée » peut avoir une incidence sur les dépenses publiques de santé. On mesure le degré de polarisation par la part du groupe dominant dans la population totale (ETHDOM).<sup>20</sup> Le signe de la relation attendue est a priori indéterminé. On peut penser que les pays à faible risque de troubles ethniques car présentant une forte diversité ethnique (Collier, 2000), ont plus de ressources à consacrer à la santé que les autres : la relation attendue entre le degré de polarisation ethnique et les dépenses publiques de santé est alors négative. Mais on peut aussi considérer que plus la polarisation ethnique est forte, plus est grande la marge de manœuvre en matière de choix budgétaires que le gouvernement peut utiliser en faveur de la santé, car il est moins besoin d'acheter des allégeances (cf. plus bas).<sup>21</sup>

<sup>19</sup> On rejoint ici une remarque faite par Myrdal (1968) à propos de l'Asie, qui observait que les fonctionnaires corrompus provoquaient des retards administratifs pour attirer davantage de pots-de-vin. La santé offre peu d'occasions en ce domaine.

<sup>20</sup> Nous remercions Paul Collier pour nous avoir très aimablement communiqué sa base de données.

<sup>21</sup> Par ailleurs, des études au niveau microéconomique montrent dans un échantillon de villages de Côte d'Ivoire et du Mali, que la cohésion sociale est beaucoup plus forte dans les villages à grande polarisation ethnique que dans les autres. Cette plus forte cohésion sociale conduit, d'une part à de meilleures performances économiques et d'autre part, à la réussite de programmes de prévention sanitaire (Audibert, 1997 ; Audibert, 1993).

## - L'instabilité et l'agitation socio-politiques

Contrairement à l'éducation dont les dysfonctionnements peuvent cristalliser d'importants mouvements de mécontentement populaire (voir en autres les exemples du Niger et de la Côte d'Ivoire), il nous semble peu probable que l'insuffisance perçue des dépenses de santé soit à même de déboucher sur une agitation sociale et politique. En revanche, lorsque la situation socio-politique est chaotique, le gouvernement peut être enclin à couper dans les dotations de la santé pour les réorienter dans des secteurs où le bénéfice politique est plus élevé. Nous faisons donc l'hypothèse d'une relation négative entre les dépenses publiques de santé et l'agitation socio-politique mesurée par le nombre de manifestations violentes et non violentes (MANIF).<sup>22</sup>

- Les autres variables

### *Le PIB par habitant*

La relation entre dépenses de santé et PIB par habitant (YHAB) est certainement celle qui a fait l'objet de la plus grande attention dans la littérature. Deux raisons principales permettent d'envisager une relation positive entre ces deux variables. Tout d'abord, un revenu par tête plus élevé laisse préjuger une plus grande capacité de l'Etat à allouer des crédits au secteur de la santé ; c'est notamment l'hypothèse envisagée par Heller. En second lieu, la demande de soins d'une part, et la technicité des soins et donc leurs coûts unitaires moyens d'autre part, augmentent avec le produit par tête, et même en général plus rapidement que celui-ci. Les élasticités de la dépense publique (ou totale) de santé au produit sont généralement supérieures à 1 (Sahn, 1992 ; Gertdham et Jönsson, 2000).

### *L'état de santé de la population*

La finalité des dépenses de santé est d'améliorer l'état de santé de la population. Il convient donc de se demander si, obéissant en quelque sorte à une logique de besoins dans le processus d'allocation des ressources publiques, les gouvernements n'auraient pas tendance à consacrer, toutes choses égales par ailleurs, d'autant plus de ressources à la santé que la situation sanitaire est précaire. Mais la question de l'impact des dépenses de santé sur l'état de santé est assez controversée, bien que des études récentes aient permis de clarifier notablement le débat, nous l'avons vu. Cela dit subsiste une interrogation sur le sens de la causalité entre ces deux variables. Nous revenons sur ce point dans la section méthodologique. L'état de santé est mesuré ici par le taux de mortalité infantile (TMI).

### *Les facteurs démographiques*

Ils sont approchés ici par la densité de la population et le taux d'urbanisation (DENS, URB). Ces deux variables ne sont pas nécessairement redondantes, en ce sens qu'un pays fortement urbanisé peut avoir une faible densité, et vice-versa (respectivement Mongolie et Rwanda par exemple). Le signe de la relation attendue entre ces deux variables et les dépenses de santé n'est pas identifiable a priori, car deux effets de sens contraire coexistent virtuellement. Un effet comparativement modérateur tout d'abord. Lorsque la population est concentrée, que ce soit en raison d'une densité forte ou d'un taux d'urbanisation élevée, il y aura toutes choses égales par ailleurs, un effet de réduction relative des coûts unitaires, et donc un effet favorable à la réduction de la dépense de santé. Mais la proximité des structures de soins des utilisateurs génère, toutes choses égales par ailleurs ici encore, une augmentation de la demande de soins comme plusieurs études micro-économiques ont permis de le vérifier (Lavy et Germain, 1994 ; Lavy, Strauss, Thomas et De Vreyer, 1995 ; Audibert, Mathonnat et alii, 1998). Cet effet tend à neutraliser l'effet de modération précédemment évoqué et à favoriser une augmentation des dépenses publiques pour accroître l'offre de services. Des travaux ont par ailleurs montré depuis longtemps que l'urbanisation rapide s'accompagnait souvent d'une détérioration de

---

<sup>22</sup> Base de données Cerdi.

l'environnement sanitaire à l'origine d'une augmentation de la prévalence de plusieurs pathologies, ce qui tend aussi à augmenter la demande de soins.

### 3. Méthode

L'étude des différents déterminants des dépenses de santé s'est faite en plusieurs étapes. Dans une première étape, nous avons étudié l'incidence du revenu par tête et des variables financières sur les dépenses publiques de santé. On s'est par ailleurs demandé si l'impact des apports nets totaux sur les dépenses de santé était identique quel que soit le niveau de revenu par tête. Pour ce faire, on a créé une variable multiplicative combinant les deux (APNTREV).

La question de la non stationnarité et de la non cointégration des dépenses de santé et du PIB révélées pour les pays industrialisés s'est posée. La littérature fait état de résultats très contrastés, bien que les tests effectués dans les études récentes (Gerdtham et Löthgren, 2000) suggèrent que ces deux variables ne sont pas stationnaires dans les pays de l'OCDE. Par contre on peut penser que les dépenses de santé par habitant et le PIB par habitant dont il est question ici, sont probablement des séries stationnaires, car la population étant considérée comme une série non stationnaire, le rapport de deux séries non stationnaires peut se rapprocher d'une série stationnaire. Le test de Durbin et Watson est utilisé pour tester l'hypothèse de stationnarité.

Dans une seconde étape, nous nous sommes intéressés à l'effet additionnel de l'état de santé (TMI) sur les dépenses publiques de santé. Comme le taux de mortalité infantile n'est pas disponible pour tous les pays sur l'ensemble de la période et afin de ne pas réduire considérablement la taille de notre échantillon, nous avons remplacé les valeurs manquantes en  $t$  par leurs valeurs observées en  $t-1$ .

Mais l'inclusion de la variable santé dans le modèle de la première étape peut entraîner un problème de biais de simultanéité, dans la mesure où la mortalité infantile peut dépendre en partie des dépenses de santé. Il en résulterait alors une corrélation entre les variables explicatives de la régression et le terme d'erreurs conduisant à des estimations biaisées.

Une façon de résoudre ce problème est d'utiliser une méthode de doubles moindres carrés (DMC) qui prémunit à la fois contre l'omission de variables pertinentes et contre l'existence d'erreurs de mesures. La méthode utilisée est celle décrite par Baltagi (2001, p.111-115). Elle consiste à effectuer trois régressions DMC, une sur le modèle « *within* » en prenant comme variables instrumentales les variables en écart à la moyenne intra-individuelle ; une sur le modèle « *between* » en prenant en compte comme variables instrumentales les moyennes intra-individuelles des variables. On tire de ces deux estimations une estimation convergente de la variance qui permet de transformer les variables. La dernière régression consiste alors à effectuer une régression DMC sur les variables transformées en prenant comme variables instrumentales les moyennes intra-individuelles des variables exogènes ainsi que l'écart des variables exogènes à leur moyenne intra-individuelle. Comme l'indique Baltagi, il s'agit simplement de transformer les variables et d'appliquer trois fois les doubles moindres carrés. Un test de Hausman permet de vérifier que le choix d'une technique de variables instrumentales est bien justifié.

Comme la variable reflétant l'état de santé (TMI) n'est pas significative une fois le biais de simultanéité corrigé, elle a été supprimée à la troisième étape où les variables reflétant les facteurs démographiques ainsi que les caractéristiques socio-politiques sont introduites dans le modèle. Ces variables sont spécifiques à chaque pays et nous considérons la corruption et la fragmentation ethnique comme constantes dans le temps. Du fait de leur distribution, elles ont été normalisées, entre 0 et 1 pour les variables CORRU et ETDHOM et entre 0 et 6 pour la variable MANIF.

Bien que le test de Hausman préconisait une méthode à effets fixes, celle-ci n'a pu être appliquée dans la mesure où cette méthode élimine les variables qui n'ont pas de variabilité intra-individuelle, ce qui est le cas de deux de nos variables socio-politiques (la corruption et la fragmentation ethnique). En

l'absence de corrélation entre les variables explicatives et les effets spécifiques pays, l'estimateur MCG des effets aléatoires est convergent. Dans le cas contraire, il est nécessaire d'utiliser la méthode des variables instrumentales proposée par Hausman et Taylor (1981 et annexe 3). Si on note  $X(Z)$  les variables qui varient (ne varient pas) dans le temps et  $X_1(X_2)$ , les variables exogènes (endogènes), alors on peut utiliser comme instruments  $[QX_1, QX_2, PX_1, Z]$  qui sont prises à l'intérieur du modèle<sup>23</sup>. L'estimateur obtenu est convergent mais pas à variance minimale, car il n'est pas corrigé pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation. On utilise la première estimation en doubles moindres carrés pour calculer la variance des effets spécifiques et la variance du terme d'erreurs. Pour comparer l'estimateur de Hausman-Taylor avec l'estimateur MCG, on calcule un test de Hausman qui suit un Chi-deux. L'estimateur de Hausman-Taylor est préféré lorsque la statistique calculée du test de Hausman est grande.

Nous faisons l'hypothèse que seules les variables de revenu par tête (YHAB), d'instabilité politique (MANIF) et de fragmentation ethnique (ETHDOM) sont endogènes, c'est à dire corrélées avec les effets spécifiques. En effet, nous pouvons penser que ces variables sont liées aux caractéristiques inobservables des pays. Les instruments corrects à prendre en compte sont donc, selon la méthode de Hausman-Taylor :

- pour les variables exogènes possédant une variabilité intra-individuelle : les moyennes de ces variables et leurs écarts à la moyenne ;
- pour les variables exogènes sans variabilité intra-individuelle : les variables elles-mêmes ;
- pour les variables endogènes variant dans le temps : les écarts à la moyenne de ces variables.

Un test de Hausman montre que l'estimateur de Hausman-Taylor est préférable à celui obtenu avec un modèle à effets aléatoires.

#### 4. Résultats

##### ▪ Niveau de revenu

L'hypothèse de stationnarité de la dépense publique de santé et du revenu par tête n'est pas infirmée par le test de Durbin et Waston (1,28). On observe, comme on s'y attendait, une relation positive entre le PIB par habitant et les dépenses publiques de santé (tableau 2). La valeur de l'élasticité (1,05) est comparable à celles que l'on trouve dans les études antérieures.

##### ▪ Dette, contraintes financières et dépenses publiques de santé

On a testé (tableau 2) l'hypothèse d'un effet négatif du service total de la dette extérieure (intérêt et amortissement ; SD) sur les dépenses de santé. On note qu'il n'a pas d'incidence significative<sup>24</sup>, ce qui ne surprend pas car il s'agit d'un indicateur ambigu comme nous l'avons vu. En revanche, les transferts nets (TNHAB) sont significatifs ( $p < 0,001$ ) et exercent un effet positif sur les dépenses de santé. Il en est de même des dons. On voit également que l'impact des transferts nets totaux (transferts au titre de la dette plus les dons) diminue au fur et à mesure que le PIB per capita s'accroît, le coefficient de la variable multiplicative APNTREV est significatif et de signe négatif. Ce résultat s'explique dans la mesure où le financement hors budget (assurance maladie, assurance privée) des dépenses de santé progresse en tendance au fur et à mesure que le niveau de revenu s'élève.

En bref, nos résultats économétriques suggèrent qu'il est raisonnable d'escompter de l'allègement de la charge de la dette, allègement appréhendé par l'augmentation des apports nets totaux, une évolution favorable des dépenses de santé. *Mais cet allègement doit-il être sélectif ou bénéficié à tous les pays ?*

<sup>23</sup> Q est la matrice qui calcule les écarts par rapport à la moyenne intra-individuelle et P est la matrice qui calcule la moyenne intra-individuelle. Voir Baltagi (2001, p. 120-121).

<sup>24</sup> Le coefficient est non significatif. D'autres spécifications, en pourcentage du PIB ou des exportations, donnent des résultats qui ne sont pas non plus significatifs.

***Insérer Tableau 2 : Effet du revenu par tête et des ressources financières sur les dépenses publiques de santé***

Le FMI et la Banque Mondiale ont élaboré, on le sait, un mécanisme spécial d'allègement de la dette des pays pauvres très endettés (PPTE). Le dispositif vise entre autres à augmenter le financement des secteurs sociaux, (notamment dans les domaines de la santé et de l'éducation) et à renforcer les liens entre l'allègement de la dette, la réduction de la pauvreté et les politiques sociales<sup>25</sup>. Pour bénéficier de l'Initiative PPTE, plusieurs conditions doivent être remplies. Les pays candidats doivent présenter un niveau d'endettement excessif<sup>26</sup> malgré l'application des conditions d'allègement de la dette dites « de Naples » et justifier de trois ans de « bonnes performances » dans la mise en œuvre des programmes d'ajustement et de réforme soutenus par le FMI et la Banque Mondiale. Ils doivent par ailleurs avoir préparé avec la société civile un Document Cadre de Réduction de la Pauvreté<sup>27</sup>. Quarante et un pays sont ainsi éligibles.<sup>28</sup> L'Initiative revient à considérer que des « apports nets totaux » faibles, ou a fortiori négatifs, sont un obstacle important à une augmentation des dépenses sociales (dont les dépenses de santé). On retrouve ici la question de la fongibilité<sup>29</sup> et des arbitrages budgétaires. Consciente de ces questions, l'Initiative prévoit des objectifs généralement quantifiés qui donnent certaines garanties en la matière. Il y a une conditionnalité sur des *résultats* avec expressément ou implicitement une conditionnalité sur le volume total des ressources allouées au secteur, ou au financement de certains objectifs de santé.

Mais pour voir plus spécifiquement ce qu'il en est pour les pays éligibles à l'Initiative de notre échantillon, on considère le produit d'une variable muette - prenant la valeur 1 pour les PPTE et zéro pour les autres - par les apports nets totaux (APNT\*PPTE). On a fait de même pour les paiements d'intérêts (INT\*PPTE) et le service total de la dette extérieure (SD\*PPTE ; tableau 3). Les résultats appellent deux commentaires :

***Insérer Tableau 3 : Effet du revenu par tête et des contraintes financières sur les dépenses publiques de santé avec variables spécifiques pour les pays pauvres très endettés (PPTE)***

- Le modèle de base reste stable (les coefficients des variables communes aux deux modèles sont peu modifiés) ;
- L'introduction des variables multiplicatives apporte trois compléments d'informations intéressants : i) le service de la dette n'a pas non plus, comme précédemment, d'impact significatif décelable sur les dépenses publiques de santé dans les pays pauvres très endettés ; ii) le rôle des intérêts est négatif et iii) celui, positif, des apports nets totaux est confirmé pour les PPTE, alors qu'il devient non significatif pour l'ensemble de l'échantillon.

<sup>25</sup> A titre d'exemple, les dépenses publiques de santé au Niger devraient passer de 36 millions de dollars pour la moyenne des trois années 1998-2000 qui ont précédé l'octroi du bénéfice de l'Initiative à 60 millions de dollars en moyenne annuelle pour la période 2000-2003. Pour une présentation générale de l'impact financier de l'Initiative, cf. Banque Mondiale, juillet 2002 et [www.worldbank.org/hipc](http://www.worldbank.org/hipc).

<sup>26</sup> Deux ratios sont pris en considération : ( i) le ratio de la valeur actuelle du service total de la dette en 1999 en % de la moyenne du PNB 1997-98-99 ;(ii) le ratio de la valeur actuelle du service total de la dette en 1999 en % de la moyenne des exportations (avec les « remittances ») pour 1997-98-99. Le pays est dit « lourdement » ou « sévèrement endetté » si (i) >80 % ou si (ii) >220 % . .

<sup>27</sup> PRSP : Poverty Reduction Strategy Paper.

<sup>28</sup> Ce sont : Angola, Bénin, Bolivie, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Congo, Côte d'Ivoire, Ethiopie, Gambie, Guinée, Guinée-Bissau, Guyana, Honduras, Kenya, Libéria, Madagascar, Mali, Mauritanie, Mozambique, Myanmar, Nicaragua, Niger, Nigéria, Ouganda, République Centrafricaine, République démocratique du Congo, RPD lao, Rwanda, Sao-Tomé et Principe, Sénégal, Sierra Leone, Somalie, Tanzanie, Tchad, Togo, Vietnam, Yémen et Zambie.

<sup>29</sup> Dont l'un des aspects est de savoir si l'augmentation de l'aide affectée à la santé ne va pas s'accompagner d'un moindre niveau de ressources internes allouées au secteur.

Ces résultats ont plusieurs implications politiques :

- i. De nombreux auteurs ont attiré l'attention sur le fait que l'aide pouvait retarder l'adoption de réformes souhaitables ; si l'on considère que l'augmentation des dépenses de santé est l'une de ces réformes, justifiée pour la grande majorité des pays pauvres notamment, nos résultats invitent à penser que dans l'ensemble, les risques d'un impact négatif d'apports extérieurs accrus sur les dépenses publiques de santé sont faibles, indépendamment de la conditionnalité PPTE;
- ii. Ils viennent conforter l'approche générale de l'initiative PPTE, même si l'allègement de la charge de la dette ainsi conçu et la nouvelle forme de conditionnalité qui l'accompagne, ne suffisent pas à garantir une augmentation durable des moyens accordés à la santé.<sup>30</sup>
- iii. Il existe quelques éléments statistiques suggérant que la conditionnalité traditionnelle dans les programmes d'ajustement de la Banque Mondiale pouvait avoir eu une influence positive sur les dépenses publiques de santé dans certains pays (Huters, Roberts et Shah, 1997). Mais ces éléments ne sont pas suffisamment consistants pour emporter l'adhésion. Par contre, la demande consistant à ce que les pays éligibles à l'initiative PPTE donnent des gages sérieux de leur *engagement durable* en faveur de réformes économiques pro-pauvres et de stratégies de développement des secteurs sociaux pour bénéficier du dispositif d'allègement et de soutien financier, vient en partie des enseignements de plusieurs travaux sur la conditionnalité (Devarajan, Dollar et Holmgren, 2000 ; IMF, 1998)<sup>31</sup> et notamment du fait qu'il ne sert à rien d'utiliser la conditionnalité traditionnelle « pour essayer de cajoler des gouvernements afin de leur faire faire des choses auxquelles ils n'adhèrent pas réellement » (Devarajan, Dollar et Holmgren, 2000, p. 35). En mettant en évidence une relation positive entre l'allègement de la contrainte financière extérieure et les dépenses publiques de santé, nos résultats apportent ainsi des éléments d'appréciation qui vont globalement – et donc sauf exception – plutôt dans le sens d'une non affectation du financement extérieur, ou à tout le moins, ne fournissent pas d'indications invitant à augmenter la part des apports affectés dans l'ensemble des apports extérieurs.
- iv. Du point de vue de l'augmentation des dépenses publiques de santé, nos résultats ne militent pas en faveur d'un allègement indifférencié de la dette, c'est à dire comme certains le réclament, quel que soit le pays, car il est probable qu'il serait sans effet ou n'aurait qu'un effet très restreint pour l'ensemble des pays autres que les pays pauvres très lourdement endettés. Nos résultats invitent donc à soutenir une approche cas par cas.

S'agissant maintenant de la contrainte financière intérieure, il ressort de nos calculs, conformément à l'hypothèse faite, que plus l'effort de mobilisation des ressources intérieures est élevé (RESS), plus sont importantes les dépenses publiques de santé.

La relation entre la contrainte budgétaire globale (solde conventionnel base caisse en pourcentage du PIB ; BUDG), est également celle attendue : un solde positif favorise la dépense publique de santé. En d'autres termes, plus la contrainte budgétaire est serrée, moins l'Etat engage de dépenses de santé. Les intérêts réglés au titre de la dette intérieure et extérieure (INT) ont un impact négatif sur les ressources publiques allouées à la santé. Plus ils absorbent une part importante du revenu courant, plus les Etats ont en moyenne tendance à réduire les dépenses de santé. Il n'a pas été jugé utile de différencier ici entre dette intérieure et extérieure car les crises des finances publiques ont clairement montré les multiples risques qu'il y avait à accumuler des arriérés sur des créanciers nationaux.

- *Le rôle des facteurs socio-politiques : corruption, dominance ethnique et instabilité politique*

Le tableau 5 présente un modèle qui intègre les variables de corruption, dominance ethnique et d'agitation socio-politique. On soulignera la stabilité du modèle de base puisque l'inclusion des

<sup>30</sup> D'après les estimations faites par la Banque Mondiale (2001), 25% des ressources libérées par l'allègement de la dette dans le cadre de l'initiative PPTE devrait être affectées à la santé (hors interventions liées au Sida) pour la période 2001-2002.

<sup>31</sup> Voir également (dans une approche différente) Canagarajah et Ye (2001) qui montrent qu'il est nécessaire au Ghana de relier les dépenses publiques à des indicateurs de résultat.

variables socio-politiques ne modifie pas fondamentalement les coefficients des variables du modèle testé à la première étape.

*La corruption.* Les résultats concernant la corruption montrent qu'elle n'agit pas de façon linéaire. Le coefficient de cette variable s'est avéré non significatif (résultat non présenté ici), mais un « effet de seuil » apparaît. Nous avons divisé l'échantillon en deux groupes de pays selon qu'ils avaient un indicateur de corruption supérieur ou inférieur à la moyenne. Tant que la corruption n'est pas trop importante, elle n'a pas d'influence statistiquement décelable sur les dépenses de santé ; au-delà d'un certain seuil, c'est à dire ici lorsqu'elle est plus forte que ce qu'on observe en moyenne dans l'échantillon, elle agit négativement sur les dépenses publiques de santé. Ces résultats confirment en la nuanciant l'hypothèse faite : dans un environnement où la corruption est assez largement répandue, les gouvernements comparativement plus corrompus tendent à négliger le secteur de la santé. Ces résultats s'inscrivent dans la lignée de ceux de Mauro (1997), Tanzi et Davoodi (1997), Gray et Kaufmann (1998), Kaufmann et Wei (1998) et Tanzi (1999) qui fournissent des éléments suggérant par extrapolation<sup>32</sup>, que la corruption, mesurée par d'autres indicateurs que celui retenu ici, pénalise les dépenses publiques de santé. Il n'est de plus pas exclu, ce qui resterait à vérifier économétriquement, que l'impact de la corruption sur les dépenses de santé ne soit partiellement « amorti » par le fait que les Etats fortement corrompus ont reçu jusqu'à la fin des années quatre-vingt dix plus d'aide que les autres comme le souligne une étude d'Alésina et Weder (1999).

Il conviendrait enfin de pouvoir distinguer entre les pays où la corruption est intégrée dans un environnement où il y a capture de l'Etat et les autres. Dans les premiers, il est assez peu probable que les schémas traditionnels de lutte contre la corruption, qui mettent généralement l'accent sur le fonctionnement interne des institutions (transparence, incitations, etc.) et sur l'application des règles, suffisent à induire une hausse substantielle des dépenses publiques de santé. Que des gains importants puissent en découler ne fait certes pas de doute. Il y a en effet de nombreuses évidences ponctuelles où la corruption pèse dans le décalage que l'on observe souvent entre les crédits alloués à la santé dans les lois de finances et les dépenses effectives. Mais là où il y a capture de l'Etat, il est raisonnable de penser qu'un processus démocratique réel assorti d'un rôle fort dévolu à la société civile (ce que la littérature anglo-saxonne résume sous l'expression de « voice and external accountability ») seront indispensables pour une hausse durable des dépenses publiques de santé.

*La dominance ethnique.* Elle exerce une influence positive sur les dépenses de santé et corrobore l'idée qu'elle offre une plus grande marge de manœuvre budgétaire exploitable en faveur de la santé. Ce résultat, cohérent avec l'effet négatif de la corruption sur les dépenses publiques de santé, peut être mis en perspective avec d'autres études. La Porta, Lopez de Silanes, Shleifer et Vishny (1998) trouvent que la diversité ethnique est souvent associée à une mauvaise qualité de gouvernance – peu favorable aux dépenses de santé. Millet (1998) met en évidence un impact significatif de la fragmentation ethnolinguistique sur la corruption. Svensson, (1998) a pour sa part montré que la diversification ethnique créait un environnement favorable à la corruption de l'aide. Or nous avons vu que les dons avaient une incidence positive sur le financement public de la santé. Par ailleurs Mauro (1997), Kaufman, Kraay et Zoido-Lobaton (1999b) trouvent que la fragmentation ethnique est associée à une plus faible croissance du revenu per capita. De ce fait notre analyse confirmant l'existence d'une relation positive entre revenu per capita et dépenses publiques de santé, il est donc logique que dans nos résultats la dominance ethnique soit statistiquement associée à une influence positive – et la corruption à une influence négative - sur les dépenses de santé.

*L'instabilité socio-politique.* Si la variable d'instabilité socio-politique a le signe négatif attendu, elle n'est significative qu'au seuil de 10%. Cela suggère que plus l'agitation est forte, plus les Etats ont tendance à allouer au détriment de la santé des crédits à d'autres secteurs, vraisemblablement plus rémunérateurs en termes de retour à la paix sociale et de leur maintien au pouvoir. On pourrait rapprocher ces résultats de ceux de Chauvet (2001) qui trouve que l'instabilité socio-politique non

<sup>32</sup> Selon des approches et méthodologies différentes, des échantillons plus restreints et des périodes plus courtes.

violente a un effet négatif sur l'aide dont bénéficient les pays à revenu intermédiaire. Or nous avons vu que les dons influencent positivement les dépenses publiques de santé. Un des canaux de transmission des effets de l'instabilité socio-politique sur ces dernières serait ainsi, en plus de l'hypothèse faite plus haut, l'impact de l'instabilité sur l'aide extérieure.

Par ailleurs, différentes études ont mis en évidence une association entre corruption et instabilité politique (Millet, 1998 ; Brunetti, Kisunko et Weder, 1997). On peut donc se demander si l'agitation socio-politique ne renforcerait pas les effets négatifs de la corruption sur les dépenses publiques de santé : des gouvernements opérant dans un contexte d'instabilité plus ou moins récurrente peuvent être plus que d'autres tentés d'extraire *rapidement* une rente via la corruption, et donc de négliger davantage les dépenses de santé. Mais cette hypothèse, testée par une variable multiplicative (corruption x instabilité politique) n'est pas statistiquement vérifiée.

#### **Insérer Tableau 4 : Effet du revenu par tête, des ressources financières et des variables socio-politiques sur les dépenses publiques de santé**

- *Les autres variables*

##### *Etat de santé et dépenses publiques*

Les résultats (tableau 1A en annexe) montrent que l'état de santé (mesuré par le taux de mortalité infantile) introduit dans le modèle présenté dans le tableau 2 n'est pas significatif lorsqu'on l'instrumente par la variable taux d'analphabétisme, contrairement à ce qui se passe dans les régressions – non reproduite ici - estimées à partir des moindres carrés ordinaires ou des moindres carrés quasi-généralisés, et dans lesquelles le TMI était relié aux dépenses de santé par une relation négative et significative. Cela tend à montrer que dans ces deux derniers cas, on capte l'effet (alors positif) des dépenses publiques de santé sur le taux de mortalité infantile, et non pas l'effet du taux de mortalité infantile sur les dépenses de santé : nos résultats ne mettent donc pas en évidence d'éléments permettant de dire que la dépense publique de santé par habitant est influencée par l'état de santé de la population.

##### *Les facteurs démographiques*

Les hypothèses faites sur le rôle de la densité de la population et du taux d'urbanisation comme déterminant des dépenses publiques de santé ne sont pas confirmées par nos résultats, les coefficients s'avérant non significatifs.



## 5. Conclusion

Nos analyses montrent que les contraintes financières extérieures, telles que nous les avons appréhendées, exercent un effet négatif sur les dépenses publiques de santé. Si le service total de la dette ne joue pas de rôle identifiable, les paiements d'intérêts freinent la hausse des dépenses publiques de santé. En revanche, l'augmentation des transferts nets au titre de la dette et des dons en favorisent la croissance. Ces effets apparaissent plus marqués pour les pays pauvres très endettés que pour l'ensemble des pays en développement. Nos résultats confortent ainsi l'approche selon laquelle un allègement de la charge de la dette dans ces Etats pourrait conduire à une hausse des dépenses publiques de santé. Ils ne fournissent pas d'éléments en faveur d'un allègement de la dette généralisé dans les pays en développement, mais ils vont au contraire dans le sens d'une approche différenciée.

Il ressort également de cette étude que la corruption et l'instabilité socio-politique constituent des environnements préjudiciables aux dépenses publiques de santé, ce qui souligne une fois de plus l'importance des questions de gouvernance pour le développement humain et la lutte contre la pauvreté. Par ailleurs, il apparaît que les Etats où la polarisation ethnique est comparativement forte ont mieux que les autres su dégager ou exploiter en faveur de la santé des marges de manœuvres budgétaires dont ils disposaient.

Si nos analyses confirment l'importance du niveau de revenu par habitant comme déterminant des dépenses publiques de santé dans les pays en développement, en revanche elles ne permettent pas de conclure à un rôle significatif de l'état de santé des populations comme facteur influençant le volume des ressources publiques allouées à la santé. Il en est de même pour la densité de la population et le taux d'urbanisation.

## Références bibliographiques

- Alésina A., Weder B. (1999), Do Corrupt Government Receive Less Foreign Aid ? *NBER Working Paper* n°7108.
- Anand S., Ravallion M. (1993), Human development in poor countries: on the role of private incomes and public services, *Journal of Economic Perspectives*, 7, 133-150.
- Annett A. (1999), *Ethnic and Religious Division, Political Instability and Government Consumption*, IMF mimeo.
- Arcand J.L., Guillaumont P, Guillaumont S. (2000), How to make a tragedy: on the alleged effect of ethnicity on growth, *Journal of Development Studies*, 12, 925-938.
- Audibert M. (1997), Technical inefficiency effects among paddy farmers at the 'Office du Niger', Mali, West Africa, *Journal of Productivity Analysis* 8, 1997, 379-394.
- Audibert M., Coulibaly D, Doumbo O, Kodio B, Soula G, Traore S. Epidemiological and social aspects of guinea-worm control. *Social Science Medicine* 1993 ; 36 (4); 463-474.
- Audibert M., Mathonnat J., Nzeyimana I., Henry M.C. (1999), Paludisme et efficience technique des producteurs de coton ivoiriens, *Revue d'Economie du Développement*, n° 4.
- Audibert M., Mathonnat J., Nzeyimana I., Henry M.C. (1998), The determinants of health care demand amongst the Senufo of Côte d'Ivoire, *Health and System Science* 2, 1-2, 111-126.
- Baltagi B. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*, 2<sup>nd</sup> edition, Wiley.
- Bardhan P (1997), Corruption and development, a review of issues, *Journal of Economic Literature* 35, September, 1320-1346.
- Bei, C-E., Wei S. (2000), Quality of Bureaucracy and Open-Economy Macro Policies, *NBER Working Paper* n°7766.
- Brunetti A., Kisunko G, Weder B. (1997), Credibility of Rules and Economic Growth, *Policy Research Working Paper* n° 1760, The World Bank
- Calipel S., Guillaumont P (1994), "L'évolution des dépenses publiques d'éducation et de santé : déterminants et conséquences", in Guillaumont P. et S. (ed), *Ajustement et développement - L'expérience des pays ACP*, Economica.
- Campbell B., *La gouvernance, une notion éminemment politique* in Haut Conseil de la Coopération Internationale (éd.) *Les non-dits de la bonne gouvernance – Pour un débat politique sur la pauvreté et la gouvernance*, Karthala.
- Canagarajah S., Ye X., (2001), Public health and education spending in Ghana in 1992-98, *Policy Research Working Paper*, 2579, World Bank.
- Chauvet L., (2001), *How socio-political instabilities influence aid allocation*, Cerdi, communication au colloque European Public Choice Society, Paris.

Collier P. (2000), *Implications of Ethnic Diversity*, The World Bank, Paper presented at the 31<sup>st</sup> *Economic Policy Panel Meeting*, Lisbon. 14-15 April.

Devarajan C., Dollar D., Holmgren T. (2000), *Aid and Reform in Africa*, The World Bank.

Devarajan S., Rajkumar, Swaroop V (2000), What does Aid to Africa finance? *Working Papers*, World Bank.

Filmer D., Hammer J., Pritchett L. (1998), Health policy in poor countries - Weak links in the chain, *Policy Research Working Paper*, 1874, The World Bank.

Friedman E, Johnson S., Kaufmann D. et P. Zoido-Lobaton (2000), Dodging the grabbing hand : the determinants of unofficial activity in 69 countries, *Journal of Public Economics*, 76.

Gallagher M. (1994), Government Spending in Africa: A Retrospective of the 1980s, *Journal of African Economies* 3, 1.

Gbesemete K.P. Gerdtham U.G. (1992), Determinants of health care expenditure in Africa: a cross-sectional study, *World Development*, 20, 2, 303-308.

Gerdtham U., Jonsson B. (2000), International comparisons of health expenditure: theory, data, and econometric analysis, 12-53, In A.J. Culyer and J.P. Newhouse (eds), *Handbook of Health Economics*, Elsevier Science Publishers.

Gerdtham U., Jonsson B. (1993), International comparisons of health care expenditures, *Journal of Health Economics*, 11, 189-197.

Gerdtham U., Jönsson B. (1991), Price and Quantity in International Comparisons of Health care Expenditure, *Applied Economics* 23, 1519-1528.

Gerdtham U., Löthgren M (2000), On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP, *Journal of Health Economics* 19, 461-475.

Gray C., Kaufmann D. (1998), Corruption and Development, *Finance and Development*, March.

Gupta S., Verhoeven M., Tiongson E. (1999), Does higher government spending buy results in education and health care? *Working Paper of the International Monetary Fund*.

Hausman A. et Taylor E. (1981) Panel data and unobservable individual effects, *Econometrica* 49, 6, 1377-1398.

Heller P.S. (1982), International comparison of government expenditures, *FMI occasional paper* 10.

Heller P.S., Diamond J., (1990), International comparisons of government expenditure revisited: the developing countries, 1975-86, *Occasional Paper n°90*, Fonds Monétaire International.

Hellman J., Jones G., Kaufmann D. (2000), Seize the State, Seize the Day : State Capture, Corruption and Influence in Transition, *World Bank Policy Research Working Paper n° 2444*.

Hensher M., (2001), *Financing Health Systems through Efficiency Gains*, document de travail de OMS, Commission Macroéconomie et santé, n° WG3.2.

Hicks N.L., (1991), Expenditure reductions in developing countries revisited, *Journal of International Development* 3, 1, 29-37.

Huters J., Roberts S., Shah A. (1997), Public Expenditure Reform under Adjustment Lending, *World Bank Discussion Paper n° 382*, The World Bank.

IMF (2001), HIPC Initiative : Status of Implementation; miméo, May,.

IMF (1998) , *External Evaluation of the ESAF – Report by a Group of Independent Experts*, IMF

Kaufman D. (2002), *Growth without governance*, World Bank, mimeo, May.

Kaufman D, Kraay A, Zoido-Lobaton P. (1999 a), Aggregating Governance Indicators, *Policy Research Working Paper n° 2195*, The World Bank.

Kaufman D, Kraay A, Zoido-Lobaton P. (1999 b), Governance Matters, *Working Paper*, The World Bank.

Knack S. (2000), Aid Dependence and the Quality of Governance – A Cross-country Empirical Analysis, *Policy Research Working Paper n° 2396*, The World Bank.

La Porta R., Lopez de Silanes F., Shleifer A. Vishny R. (1998), The quality of government, *NBER Working Paper Series 6727*.

Lavy V., Germain J-M. (1994), Quality and cost in health care choice in developing countries, *LSMS Working Paper n° 105*, The World Bank.

Lavy V., Strauss J., Thomas D., De Vreyer P. (1995), The impact of the quality of health care on children's nutrition and survival in Ghana, *LSMS Working Paper n°106*, The World Bank.

Mathonnat J.(1997) , *Les dépenses publiques d'éducation et de santé dans les pays en développement: quatre questions essentielles*, Background Working Paper, 99 p., Human Development Report, New-York.

Mauro P. (1997), *The effects of corruption on growth, investment and government expenditure : A cross-country analysis*, in Elliott A., *Corruption and the Global Economy*, Institute for International Economics, Washington.

Mauro P. (1996), The effects of corruption on growth, investment and government expenditure, *International Monetary Fund Working Paper*.

Millet H. (1998), *Les facteurs de la corruption*, Mémoire de DEA, CERDI, Université d'Auvergne, France.

Mookherjee D. (1997), *Incentive reforms in developing country bureaucracies – Lessons from tax administration*, Paper for the Annual Bank Conference on Development Economics, World Bank.

Moreno Ocampo L. (2002), State Capture : Who Represents the Poor ? *Development Outreach*, June, World Bank.

Murray C., Govindaraj R., Chellaraj G. (1993), Global domestic expenditures on health, *Health Transition Working Papers Series*, n° 93.09, Harvard School of Public Health.

Myrdal G. (1968), *Asian Drama*, vol. II, Random House.

Newhouse (1987), Medical care expenditure, a cross national survey, *Journal of Human Resources* 12, 115-125.

Odd-Helge F., Tungodden B. (2001) , *Fiscal corruption : a vice or a virtue ?* Working Paper 13, Chr. Michelsen Institute, Bergen, Norway.

Rajkumar A., Swaroop V. (2002), *Public Spending and Outcomes : does governance matter ?* World Bank mimeo, May.

Sahn D. (1992), Public expenditures in Sub-Saharan Africa during a period of economic reforms, *World Development* 20, 5, 673-693.

Shleifer A., Vishny R. (1998), *The Grabbing Hand – Government Pathologies and their Cures*, Harvard University Press.

Serageldin I., Landell-Mills P. (1991), Governance and the External Factor, in World Bank, *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, Washington.

Svensson J. (1998), Foreign Aid and Rent Seeking, *Policy Research Working Paper* n° 1880, The World Bank.

Tanzi V. (1999), *Policies, Institutions and Dark Sides of Economics*, Edward Elgar.

Tanzi V., Davoodi H. (1997), Corruption, Public Investment and Growth, *IMF Working Paper* 97/139, IMF.

UNDP (1997 a), Reconceptualising Governance, *Discussion Paper* 2, Bureau for Policy and Programme Support, New-York.

UNDP (1997 b), Corruption and Good Governance, *Discussion Paper* 3, Bureau for Policy and Programme Support, New-York.

Wei S-J. (1999), Corruption in Economic Development : Beneficial Grease, Minor Annoyance, or Major Obstacle, *Policy Research Working Paper* n° 2048, The World Bank.

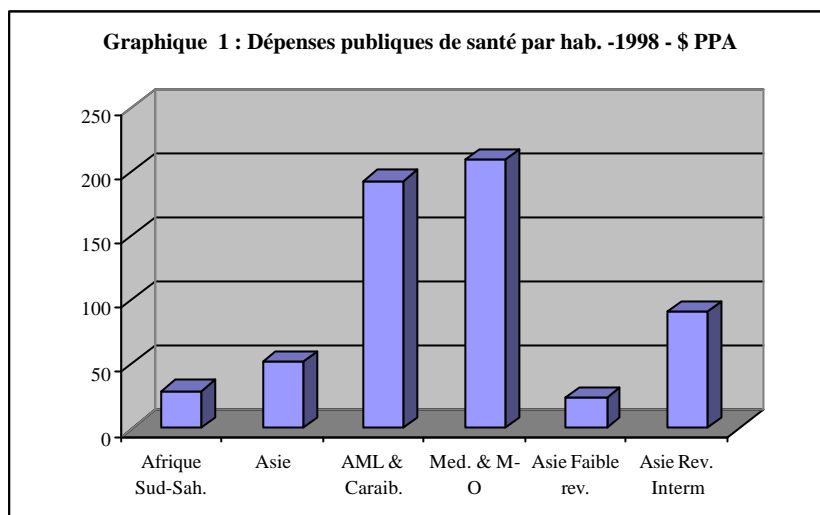
The World Bank (2001), *Financial Impact of the HIPC Initiative- First 21 Country Case*, HIPC Unit, June, HIPC website.

The World Bank (2002), *Financial Impact of the HIPC Initiative- First 23 Country Case*, HIPC Unit, July, HIPC website.

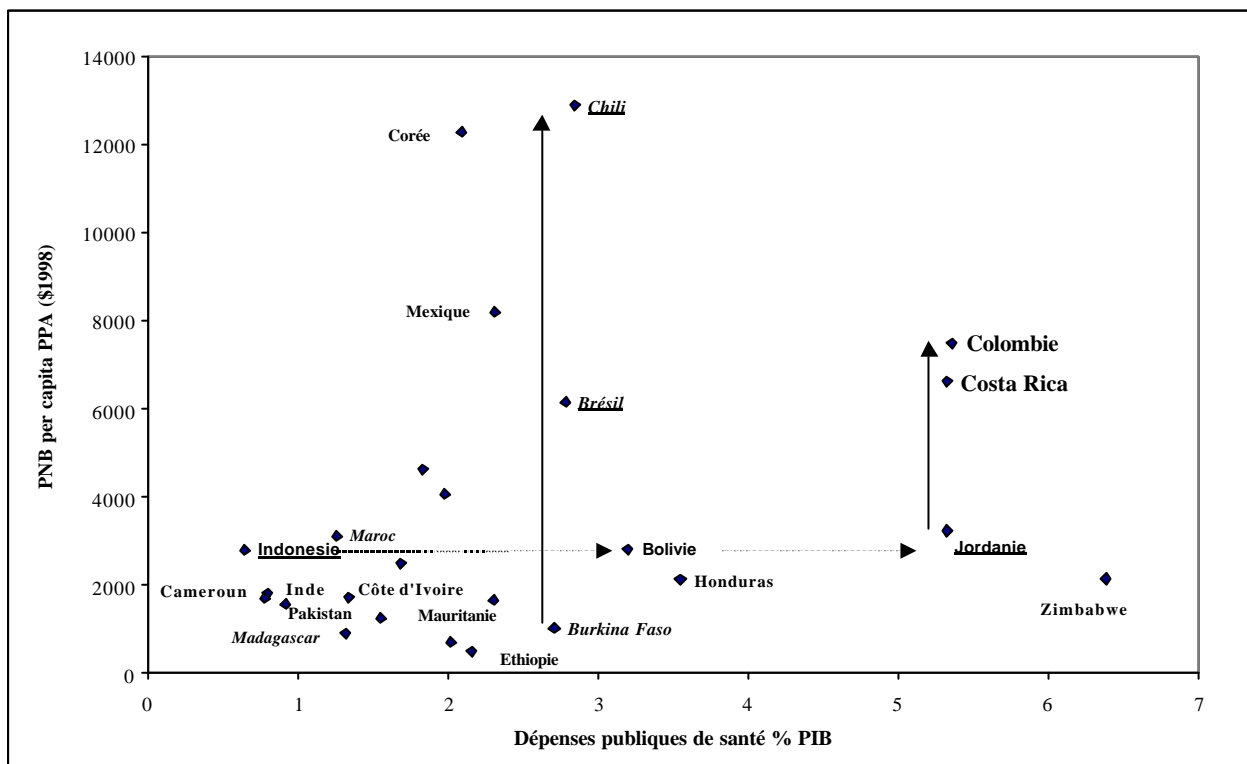
**Tableau 1 : Dépenses publiques de santé**

		Dép. Pub. Santé par hab. (\$ PPA)	Dép. Pub. Santé /PIB	Dép. Pub. Santé /Dép. totales Santé	Dép. Pub. Santé /Dép.tot. du Gvt
Afrique Sud du Sahara	Moyenne	29,5	1,7	53,4	8,8
	Médiane	16,5	1,5	50,8	8,7
	Mini	5	0,6	28,1	3,8
	Maxi	147	6,4	78,6	17,0
	Ecart – type/moy.	1,1	0,6	0,2	0,4
Asie	Moyenne	51,8	1,4	40,4	7,1
	Médiane	25	1,3	36,5	6,1
	Mini	5	0,6	8,4	2,6
	Maxi	263	3,9	90,3	14,7
	Ecart – type/moy.	1,2	0,6	0,6	0,5
<i>Asie à faible revenu</i>	Moyenne	23,7	1,1		
<i>Asie à rev. Interméd.</i>	Moyenne	91,3	1,9		
AML et Caraïbes	Moyenne	192,9	3,1	53,2	13,4
	Médiane	152	2,8	53,0	11,0
	Mini	11	1,2	28,3	6,8
	Maxi	560	5,4	87,6	22,3
	Ecart – type/moy.	0,7	0,4	0,3	0,4
Afrique du Nord et M- Orient	Moyenne	209	2,5	49,8	9,0
	Médiane	124	2,1	48,6	9,9
	Mini	19	1,3	18,0	3,9
	Maxi	1074	5,3	80,2	14,4
	Ecart – type/moy.	1,4	0,6	0,4	0,4
<i>Pays à faible revenu (hors Chine et Inde)</i>	Moyenne		1,0		
<i>Pays à revenu intermédiaire</i>	Moyenne		2,4		

Sources : base de données FMI, complétées par différents documents et études (Revue de Dépenses Publiques,...) ; 1998 ou dernière année disponible.



**Graphique Annexe 1 : Dépenses publiques de santé et PIB par habitant : quelques exemples d'hétérogénéité de comportement**



**Liste des variables utilisées dans les tableaux 2 à 5<sup>33</sup>**

APNTREV : Apports nets totaux x PIB par habitant  
 BUDG : solde budgétaire base caisse  
 CORRU : indicateur de corruption  
 DONHAB : dons par habitant  
 DSHAB : dépenses publiques de santé par habitant  
 ETHDOM : indicateur de dominance ethnique  
 INT : intérêts au titre de la dette  
 MANIF : Instabilité socio-politique  
 MCCRURU : muette ; 1 = Corruption > moyenne ; 0 = corruption < moyenne  
 RESS : ressources intérieures courantes en pourcentage du PIB  
 RESS : ressources intérieures courantes en pourcentage du PIB  
 SD : service de la dette extérieure  
 TMI : Taux de mortalité infantile  
 TNHAB : transferts nets par habitant  
 YHAB : PIB par habitant

**Tableau 2 : Effet du revenu par tête et des ressources financières sur les dépenses publiques de santé**

Nombre obs = 491  
 F( 9, 481) = 64,9  
 Prob > F = 0.0000  
 R<sup>2</sup> = 0.499

LDSHAB	Robust Coefficient	Std. Err	T	P> t
LYHAB	1,059	0,074	14,2	0,000
LRESS	0,270	0,128	2,1	0,035
TNHAB	0,003	0,0008	3,4	0,001
LONHAB	0,087	0,0242	3,6	0,000
APNTREV	- 0,0003	0,00009	- 3,4	0,001
BUDG	- 0,0111	0,0053	- 2,0	0,042
LSD	0,020	0,0412	0,49	0,619
LINT	- 0,098	0,0328	- 3,0	0,003
Constante	- 5,51	0,771	- 7,1	0,000

Effets fixes avec correction pour l'hétéroscédasticité ; les variables précédées de la lettre L, sont en logarithme.

Test de Hausman : Ho: différence non systématique dans les coefficients ;  $\chi^2( 9) = (b-B)'[S^{(-1)}](b-B)$ ,  $S = (S_{fe} - S_{re})$   
 = 13.52 ; Prob>chi2 = 0.1404

<sup>33</sup> Se reporter au texte pour les définitions.



**Tableau 3 : Effet du revenu par tête et des contraintes financières sur les dépenses publiques de santé avec variables spécifiques pour les pays pauvres très endettés (PPTE)**

Nombre obs = 491

F( 9, 481) = 61,38

Prob &gt; F = 0.0000

R<sup>2</sup> = 0,496

LDSHAB	Robust Coefficient	Std. Err	T	P> t
LYHAB	1,077	0,081	13,2	0,000
LRESS	0,315	0,131	2,4	0,017
APNT	- 0,0001	0,0001	- 1,3	0,19
BUDG	- 0,0095	0,0052	- 1,8	0,069
LSD	0,025	0,0339	0,73	0,466
LINT	- 0,050	0,0247	- 2,0	0,042
APNT*PPTE	0,0021	0,0008	2,5	0,013
LSD*PPTE	- 0,035	0,095	- 0,37	0,71
LINT*PPTE	- 0,08	0,048	- 1,6	0,1
Constante	- 5,74	0,785	- 7,3	0,000

Effets fixes avec correction pour l'hétéroscédasticité ; les variables précédées de la lettre L sont en logarithme.

**Tableau 4 : Effet du revenu par tête, des ressources financières et des variables socio-politiques sur les dépenses publiques de santé**

Nombre obs = 433  
 F( 11, 421) = 24,38  
 Prob > F = 0.0000  
 R<sup>2</sup> = 0,39

LDSHAB	Robust Coefficient	Std. Error	T	P> t
LYHAB	0,863	0,092	9,3	0,000
LRESS	0,329	0,113	2,9	0,004
TNHAB	0,002	0,001	2,1	0,037
LDONHAB	0,119	0,031	3,8	0,000
APNTREV	- 0,0002	0,0001	- 2,0	0,046
BUDG	- 0,007	0,006	- 1,2	0,219
LSD	- 0,015	0,052	- 0,3	0,780
LINT	- 0,105	0,034	- 3,1	0,002
ETHDOM	2,704	0,753	3,6	0,000
LMCORRU	- 0,648	0,272	- 2,4	0,018
MANIF	- 0,096	0,057	-1,7	0,094
Constante	- 1,576	0,212	- 7,4	0,000

**Tableau Annexe 2 : Effet de l'état de santé, en complément du revenu par tête et des ressources financières, sur les dépenses publiques de santé**

Nombre obs = 456  
 F( 9, 446) = 57,04  
 Prob > F = 0.0000  
 R<sup>2</sup> = 0,54

LDSHAB	Robust Coefficient	Std. Error	T	P> t
LYHAB	0,925	0,128	7,2	0,000
LRESS	0,553	0,096	5,7	0,000
TNHAB	0,002	0,001	1,9	0,060
LDONHAB	0,117	0,030	3,8	0,000
APNTREV	- 0,0003	0,0001	- 1,8	0,063
BUDG	- 0,016	0,006	- 2,6	0,009
LSD	0,013	0,055	0,23	0,813
LINT	- 0,102	0,039	- 2,5	0,011
<b>LTMI</b>	- 0,183	0,192	- 0,95	0,342
Constante	- 6,71	2,47	- 2,7	0,007

Doubles moindres carrés selon la méthode de Baltagi ; les variables précédées de la lettre L, sont en logarithme; toutes les variables sont instrumentées par elles-mêmes, exceptée LTMI, instrumenté par le taux d'analphabétisme.

## ANNEXE 3 :

Note sur les méthodes de Baltagi et Hausman-Taylor<sup>34</sup> utilisée dans l'article➤ Problème de corrélation entre certaines variables explicatives et les effets spécifiques

Si on considère le modèle général suivant sous forme matricielle :

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\gamma + \mu_i + v_{it} \quad i=1 \dots N \text{ et } t=1 \dots T$$

Où  $\beta$  et  $\gamma$  sont des vecteurs de  $k$  et  $g$  coefficients associés respectivement aux  $k$  variables explicatives variant dans le temps, notées  $X_{it}$ , et aux  $g$  variables explicatives ne variant pas dans le temps, notées  $Z_i$ .

$\mu_i$  représente les effets spécifiques individuels qui sont supposés être des variables aléatoires invariantes dans le temps, distribuées selon une variance  $\sigma_\mu^2$  et non corrélées aux variables incluses dans la spécification.

$v_{it}$ , le terme d'erreur, est supposé non corrélé avec les colonnes de  $(X, Z, \mu)$  et possède une moyenne nulle et une variance conditionnelle à  $X_{it}$  et  $Z_i$  constante dans le temps de  $\sigma_v^2$ .

Donc une des hypothèses centrales du modèle est que  $E(\mu_i/X_{it}, Z_i)=0$  : les variables explicatives ne doivent pas être corrélées avec les effets individuels invariant dans le temps. Dans notre cas, cette hypothèse est critiquable. En effet, le PIB de chaque pays, par exemple, peut être corrélé avec des effets spécifiques inobservables comme le passé historique, la culture ou la religion dominante, etc. Il est donc nécessaire de s'intéresser à la corrélation potentielle des certaines colonnes de la matrice  $X$  (les deux colonnes correspondant aux revenus des pays) avec  $\mu_i$ . En présence d'une telle corrélation, les estimateurs MCO et MCG sont des estimateurs biaisés et non convergents de  $(\beta, \sigma_v^2, \sigma_\mu^2)$ . La technique traditionnelle pour dépasser ce problème consiste à éliminer les effets individuels en transformant les données en déviation à la moyenne intra-individuelle (équation «within» vue précédemment). Mais nous avons vu que cette méthode à effets fixes élimine toutes les variables qui n'ont pas de variabilité intra-individuelle et donc  $\gamma$  ne peut être estimé. Une autre approche possible est le modèle à équations simultanées. Il s'agit dans ce cas de trouver des instruments pour les colonnes de  $X$  qui sont potentiellement corrélées avec  $\mu_i$ . Cependant il est difficile de trouver les instruments appropriés, qui n'apparaissent pas dans l'équation et qui sont non corrélés avec  $\mu_i$ . Une solution est apportée par Hausman et Taylor (81). Le premier point est d'identifier les colonnes de  $X$  qui sont exogènes et endogènes. Dans notre cas nous identifions comme endogènes les seules variables de revenus. Un test de Hausman nous permettra de vérifier cette hypothèse. Nous allons développer tout d'abord les conditions nécessaires pour que les paramètres soient identifiés puis nous verrons l'estimateur des variables instrumentales, adapté au problème.

➤ Procédure de Hausman et Taylor (1981)

## 1. Notations

On considère le modèle suivant  $Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\gamma + u_{it}$  avec  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$  (1)

Où  $E(u_{it}/X_{it}, Z_i) = E(\mu_i/X_{it}, Z_i) \neq 0$

$X_{it}$  et  $Z_i$  sont des matrices de variables explicatives de dimensions respectives  $TN*k$  et  $TN*g$ .

On note  $X_{it} = [X_{1it}|X_{2it}]$  de dimension  $[TN*k_1|TN*k_2]$

et  $Z_i = [Z_{1i}|Z_{2i}]$  de dimension  $[TN*g_1|TN*g_2]$

avec  $k_1$  et  $g_1$  le nombre de variables de  $X$  et  $Z$  qui sont exogènes par rapport à  $\mu_i$ .

Soit  $P$  la matrice qui transforme un vecteur d'observations en un vecteur de moyenne.

Par exemple,  $PY_{it} = 1/T \sum Y_{it} \equiv Y_i$ .

De même  $Q$  permet d'obtenir un vecteur de déviations par rapport à la moyenne. Par exemple  $QY_{it} = Y_{it} - Y_i$ . De plus  $Q$  est orthogonal par construction à tout vecteur d'observations invariant dans le temps :

$$QZ_i = Z_i - 1/T \sum Z_i = 0.$$

Pour obtenir la régression «within» vue précédemment, il suffit de prémultiplier l'équation (1) par  $Q$ . Ainsi on obtient  $\beta_{\text{Within}}$  estimé. De même, pour obtenir le  $\beta_{\text{Between}}$  on régresse le modèle transformé par  $P$ .

En présence de corrélation,  $E(\mu_i/X_{it}, Z_i) \neq 0$ , les coefficients  $\beta_{\text{Between}}$  sont biaisés. Donc l'estimateur de Gauss-Markov présenté précédemment n'est plus valable.

<sup>34</sup> cf. bibliographie

## 2. Identification

La seule composante du terme d'erreur qui est corrélée aux variables explicatives est invariante dans le temps. Donc tous les vecteurs orthogonaux au vecteur invariant dans le temps peuvent être utilisés comme instruments. En particulier  $Q\mu_i=0$  par construction, donc il y a au moins  $TN-N$  instruments linéairement indépendants dans l'équation (1) (La matrice Q). Les auteurs démontrent ainsi que la liste des instruments à utiliser est la suivante :  $QX_1$ ,  $QX_2$ ,  $PX_1$  et  $Z_1$ . La condition de premier ordre pour l'identification est que le nombre de colonnes de  $X_1$  ( $k_1$ ) soit au moins aussi important que le nombre de colonnes de  $Z_2$  ( $g_2$ ).

## 3. Estimateur des variables instrumentales

Une fois les paramètres de l'équation et les instruments identifiés, un estimateur convergent et asymptotiquement efficace pour  $(\beta, \gamma)$  peut être construit. En effet, on se retrouve en présence d'une équation structurelle ordinaire et une liste de variables endogènes et exogènes pour lesquelles une forme réduite peut être calculée. Si la matrice variance-covariance du terme d'erreur, notée  $\Omega$ , est connue, Hausman et Taylor suggèrent de prémultiplier le modèle par<sup>35</sup>  $\Omega^{-1/2}$  et d'utiliser comme vu précédemment l'ensemble des instruments  $A=[QX_1, QX_2, PX_1, Z_1]$  :

$$\Omega^{-1/2}Y_{it} = \Omega^{-1/2}X_{it}\beta + \Omega^{-1/2}Z_{it}\gamma + \Omega^{-1/2}u_{it} \quad i=1\dots N \text{ et } t=1\dots T$$

$$X_{2it} = QX_{it}\pi_{11} + Z_{1it}\pi_{12} + PX_{1it}\pi_{13} + v_{1it},$$

$$Z_{2it} = QX_{it}\pi_{21} + Z_{1it}\pi_{22} + PX_{1it}\pi_{23} + v_{2it}$$

Ceci équivaut à estimer le modèle suivant (selon la proposition 2.1. de Hausman et Taylor) :

$$Y_{it} - (1-\theta)Y_i = [X_{it} - (1-\theta)X_i] \beta + \theta Z_{it}\gamma + \theta\mu_i + [v_{it} - (1-\theta)v_i]$$

$$X_{2it} = QX_{it}\pi_{11} + Z_{1it}\pi_{12} + PX_{1it}\pi_{13} + v_{1it},$$

$$Z_{2it} = QX_{it}\pi_{21} + Z_{1it}\pi_{22} + PX_{1it}\pi_{23} + v_{2it},$$

avec  $\theta = (\sigma_v^2 / \sigma_1^2)^{1/2}$ .

Mais  $\Omega^{-1/2}$  étant inconnu, il faut l'estimer. Par conséquent la marche empirique à suivre est la suivante (démarche suivie dans la programmation de la méthode sous le logiciel Stata) :

- i. On estime le modèle par la méthode des VI sur le modèle non sphéricisé :  $Y_{it} = X_{it}\beta + Z_{it}\gamma + u_{it}$ . Ainsi on obtient des estimations convergentes des coefficients. On récupère le résidu  $u_{it}$  de la régression et on calcule sa moyenne et ses écarts à la moyenne afin d'obtenir des estimations convergentes de  $\sigma_v^2$  et  $\sigma_1^2$  :

$$\sigma_v^2 = [\sum_N \sum_T (u_{it} - u_i)^2] / (N(T-1))$$

$$\sigma_1^2 = [T \sum_N u_i^2] / N$$

A partir de ces résultats nous pouvons calculer  $\theta = (\sigma_v^2 / \sigma_1^2)^{1/2}$ .

- ii. On sphéricise le modèle en appliquant sur les variables la transformation suivante :  $X_{it} - (1-\theta)X_i$  et on lui applique la méthode des variables instrumentales. Les estimations obtenues sont plus efficaces que celles de la première étape. En effet le but de la sphéricisation initiale du modèle est d'améliorer l'efficacité en tenant compte de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité des perturbations. Cette méthode est appelée variables instrumentales généralisées (par analogie aux MCG).

<sup>35</sup> Nous avons vu que  $\Omega^{-1} = (1/\sigma_1^2)P + (1/\sigma_v^2)Q$  et compte tenu des propriétés des opérateurs P et Q :  $\Omega^{-1/2} = (1/\sigma_1)P + (1/\sigma_v)Q$