

**Université de Montréal
Département de Sciences Economiques, Automne 2005**

GENRE, SANTE ET DEVELOPPEMENT

**LES INEGALITES ENTRE HOMMES ET FEMMES DANS LA SANTE
CONSTITUENT-ELLES UN FREIN AU DEVELOPPEMENT ECONOMIQUE ?**

Estimation empirique en coupe transversale dans un modèle

Mankiw - Romer – Weil

Par

Lisa Russo

Dirigé par André Martens

RESUME

Malgré une nette amélioration depuis le début du siècle et l'acquisition dans beaucoup de pays des droits fondamentaux par les femmes, la situation de la plupart des femmes dans le monde reste très précaire. Parmi les domaines dans lesquels les femmes souffrent de désavantages par rapport aux hommes, se trouve le domaine de la santé. Les inégalités en matière de santé apparaissent comme le reflet de toutes les inégalités dont les femmes sont victimes, qu'il s'agisse d'inégalités économiques, d'accès à l'éducation ou de la vision que les sociétés ont d'elles. Cette étude a pour but de déterminer s'il existe une relation entre les inégalités que l'on observe entre les hommes et les femmes en matière de santé et la croissance économique. En se basant sur le modèle de Mankiw, Romer et Weil que nous modifions pour ajouter une variable représentant le stock de santé féminine, nous décelons une relation négative et significative entre le différentiel de santé hommes-femmes et la production, ce qui confirme cette intuition de base.

TABLE DES MATIERES

Introduction	4
I- Revue des études antérieures	5
II- Le modèle théorique.....	11
III- Données et méthodologie.....	14
IV- Estimations.....	17
Conclusion.....	21
Appendice 1.....	23
Appendice 2.....	24
Appendice 3.....	25
Bibliographie.....	27

INTRODUCTION

Malgré une nette amélioration depuis le début du siècle et l'acquisition dans beaucoup de pays des droits fondamentaux par les femmes, la situation de la plupart des femmes dans le monde reste très précaire (Sztokman, 2001). Pour tenter de pallier à ces inégalités criantes qui existent entre les hommes et les femmes, les Institutions internationales ont multiplié les chartes et les conférences depuis la seconde moitié du 20^{ème} siècle affirmant et protégeant (dans les textes tout du moins) leurs droits, mais sans grand succès : il semble que les inégalités dans les faits soient hermétiques aux avancées institutionnelles. Parmi les domaines dans lesquels les femmes souffrent de désavantages par rapport aux hommes, se trouve le domaine de la santé. Les inégalités en matière de santé apparaissent comme le reflet de toutes les inégalités dont elles sont victimes, qu'il s'agisse d'inégalités économiques, d'accès à l'éducation ou de la vision que les sociétés ont d'elles. Les femmes ont certains avantages biologiques, qui devraient en toute logique, rendre leur durée de vie entre 5% et 7% plus longue que celle des hommes. (Waldron, 1976) Or, dans les pays en développement, leur vie n'est en moyenne plus longue que de 2 à 3% (Smyre, 1993). Ainsi, l'avantage biologique est presque effacé par l'ensemble des désavantages (économiques, sociaux, etc.) dont elles souffrent. En 2002, dans certains pays, l'espérance de vie des hommes dépasse celle des femmes. C'est le cas par exemple au Bangladesh, où l'espérance de vie des hommes est de 55,3 ans alors que celle des femmes est de 53,3 ans ; au Botswana, 36 ans pour les hommes 35,4 pour les femmes, ou encore au Népal, où l'espérance de vie atteint 52,5 années pour les hommes, et 51,1 années pour les femmes. (OMS, 2002).

Depuis une vingtaine d'années, le capital humain est systématiquement pris en compte en tant que facteur de production dans les modèles économiques. Comme l'éducation, la santé est une composante importante du capital humain et on reconnaît aujourd'hui que les conditions de santé des individus influent considérablement sur leur productivité et donc sur le développement économique des pays (Knowles et Owen, 1996). Il existe une importante littérature empirique concernant les effets des inégalités de genre en matière d'éducation sur la croissance économique (Barro et Lee, 1994 ; Hill et King, 1995 ; Knowles, Lorgelly et Owen, 2002). La plupart d'entre elles ont démontré

que les inégalités en matière d'éducation freinent le développement économique. En ce qui concerne la santé, si certains auteurs ont démontré que les femmes souffrent particulièrement de mauvaises conditions sanitaires (Klasen, 1996), très peu d'études empiriques se sont intéressées aux effets de ces inégalités sur la croissance économique.

L'objectif de cette étude est de tester les effets des inégalités hommes/femmes en matière de santé sur la croissance économique. Pour ce faire, nous utiliserons le modèle de Mankiw-Romer-Weil (1992) que nous modifierons pour y inclure des variables représentant la santé des hommes et des femmes.

Une revue des études antérieures sera exposée en section I. Dans la section II, nous présenterons un modèle MRW « augmenté ». Dans la section III, nous parlerons des données et de la méthodologie utilisée pour les estimations. Enfin dans la section IV, nous présenterons et commenterons les résultats que nous avons obtenus.

I- REVUE DES ETUDES ANTERIEURES

Notre étude est basée sur le modèle néoclassique de croissance proposé par Solow en 1956. Il utilise une fonction de production néoclassique avec rendements décroissants, et considérant le taux d'épargne, le taux de croissance de la population et de la technologie comme données exogènes. Deux facteurs de production sont pris en compte : le travail et le capital physique, de sorte que la production au temps t est donnée par :

$$(1) \quad Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1$$

Où Y représente la production, K le capital physique, A le progrès technique et L le travail.

Le modèle prédit que l'output croît avec le taux d'épargne et décroît avec le taux de croissance de la population.

En 1992, N. Gregory Mankiw, David Romer et David N. Weil reprennent le modèle de Robert Solow dans un article intitulé *A contribution to the empirics of economic growth*, paru dans The Quarterly Journal of Economics. Ils remarquent que si le modèle se vérifie empiriquement (le PIB croît avec le taux d'épargne, décroît avec le taux de croissance de la population), il ne prédit pas correctement la magnitude de ces

effets. En effet, en utilisant des données couvrant la période 1960-1985, ils montrent que les effets estimés de l'épargne et de la croissance de la population sont beaucoup plus importants que ce que le modèle prédisait. Ils ajoutent une variable de capital humain et développent ainsi un modèle de Solow « augmenté ». Leur argument est le suivant : un taux d'investissement plus élevé et un taux de croissance de la population plus faible augmentent le revenu et donc le niveau capital humain, qui agit lui-même sur la croissance économique. En omettant cette variable, on sous-estime donc les effets de l'investissement et de la croissance démographique sur le revenu. La fonction de production devient :

$$(2) \quad Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}$$

où H représente le capital humain.

L'évolution de l'économie est donnée par :

$$(3) \quad \dot{k}_t = s_k y_t - (n_t + g + \delta)k_t$$

$$(4) \quad \dot{h}_t = s_h y_t - (n_t + g + \delta)h_t$$

$$\text{où } y = \frac{Y}{AL}, k = \frac{K}{AL}, h = \frac{H}{AL}$$

Les auteurs supposent que la même fonction de production s'applique pour le capital physique et le capital humain.

Dans l'estimation du modèle, les auteurs choisissent de restreindre la notion de capital humain à l'éducation, ignorant ainsi le rôle que peut jouer la santé. Les auteurs utilisent des données couvrant la période 1960-1985. Les résultats de leur estimation confirment la nécessité d'ajouter une variable de capital humain au modèle. En effet, dans le modèle de Solow augmenté, les effets prédits et estimés du taux d'épargne et du taux de croissance démographique sont concordants.

Stephen Knowles et P. Dorian Owen (1996) développent un modèle MRW « augmenté ». Dans l'article *Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model*, paru dans Economic Letters en 1995, ils examinent les effets de l'ajout d'une variable proxy pour la santé comme seconde composante du capital humain. Ils choisissent d'utiliser l'espérance de vie comme proxy pour le stock de capital de santé. Ils désagrègent donc le stock de capital humain en deux

composantes : le stock d'éducation (noté E) et le stock de santé (noté X). La production au temps t est donnée par :

$$(5) \quad Y_t = K_{it}^\alpha E_{it}^\beta X_{it}^\psi [A_{it} L_{it}]^{1-\alpha-\beta-\psi}$$

Leurs résultats sont concluants, ils confirment l'existence d'une forte corrélation entre le stock de santé et le revenu par travailleur et donc la nécessité de prendre en compte le niveau de santé de la population dans le calcul du stock de capital humain.

Il existe une importante littérature décrivant les effets des inégalités entre hommes et femmes dans le domaine de l'éducation sur la croissance économique. Ces différentes études ont souvent trouvé des résultats contradictoires, principalement dus à l'absence de cadre théorique (Knowles, Lorgelly, Owen 2002). Hill (1993) s'intéresse au différentiel d'éducation entre hommes et femmes, qu'il introduit dans une régression en coupe transversale et remarque que les pays dans lesquels on observe une différence importante entre le niveau d'éducation des femmes et celui des hommes correspondent aux pays à faibles revenus. Stephen Knowles, Paula K. Lorgelly et P. Dorian Owen (2002) examinent quant à eux les effets de ce qu'ils appellent le « gender gap » en reprenant le modèle MRW augmenté et en distinguant cette fois-ci le stock d'éducation féminine (EF) et le stock d'éducation masculine (EM). La fonction de production qui en résulte est la suivante :

$$(6) \quad Y_{it} = K_{it}^\alpha EM_{it}^\beta EF_{it}^\gamma X_{it}^\delta [A_{it} L_{it}]^{1-\alpha-\beta-\gamma-\delta}$$

Ils dénotent ainsi l'existence d'une corrélation positive entre l'éducation féminine et la croissance économique, tandis que la relation entre l'éducation masculine et la croissance est moins claire. Nous reprendrons leur méthodologie pour désagréger le stock de capital de santé en prenant en compte le genre dans la fonction de production.

Si beaucoup d'études se sont intéressées aux inégalités dans le domaine de l'éducation, très peu se sont arrêtées sur le domaine de la santé. Pourtant, en utilisant des données sur la mortalité infantile, la nutrition et le poids ('weight for age') collectées par la *Demographic health Survey* (DHS), Stephen Klasen (1996) met en évidence un biais défavorable aux filles dans la santé, de plus en plus important particulièrement en Afrique Subsaharienne. Il poursuit son étude en utilisant des données sur la mortalité infantile. Pour cela, il crée un indicateur d'excès de mortalité masculine (*Excess male mortality*, EMM), tel que :

$$EMM = \frac{(AMMR/ AFMR)}{SMMR/ SFMR}$$

où AMMR et AFMR représentent respectivement la mortalité masculine observée et la mortalité féminine observée, tandis que SMMR et SFMR représentent les mortalités masculines et féminines ‘standard’ ou attendues. Son étude est concluante : dans 9 des 14 pays d’Afrique Subsaharienne, les femmes souffrent d’un excès de mortalité dans l’enfance (le ratio est inférieur à 1). L’auteur poursuit en utilisant le ratio agrégé femme-hommes (*Female-male ratio, FMR*). En tenant compte de différents facteurs, dont l’excès de naissance masculine qui prévaut en Afrique Subsaharienne, il détermine que le ratio attendu devrait être de l’ordre de 0,96 (c’est-à-dire 96 hommes pour 100 femmes). Les résultats qu’il obtient suggèrent un déficit de plus de six millions de femmes en Afrique Subsaharienne, soit plus de 2% de la population féminine de cette région.

Certaines études se sont penchées sur les causes possibles de ce biais dans la santé. L’une d’entre elles pourrait être la ‘préférence pour les garçons’ en matière de choix dans l’attribution des soins de santé dans la petite enfance, que l’on observe dans certains pays en développement. En effet, si en matière de vaccination, on ne peut dégager un biais systématique entre garçons et filles, en ce qui concerne la consultation médicale (pour infection respiratoire) et le recours aux soins de santé en cas de maladie (diarrhée), on observe clairement une discrimination envers les filles, principalement dans les pays où l’accès au système de santé est le plus faible (Tabutin, Gourbin, Beninguisse, 2001). D’un tout autre point de vue, Rosser (1994) explique les différences entre hommes et femmes dans le niveau santé par le fait qu’il existe, au niveau de la recherche médicale, un biais défavorable aux femmes du fait qu’elles sont moins représentées dans les professions liées à la recherche. Ce biais pourrait avoir pour effet selon l’auteur, une certaine inadéquation entre les avancées médicales et les besoins propres aux femmes.

Par ailleurs, selon un rapport du PNUD, les femmes constituent la majorité des pauvres de la planète (PNUD, 1999), ce qui pourrait expliquer la situation sanitaire précaire qui est l’objet de notre étude. Les inégalités économiques entre les hommes et les femmes sont telles, qu’on parle aujourd’hui de « féminisation de la pauvreté » (ONU, 2000) On estime aujourd’hui que les femmes ne possèdent que 1% des terres dans le monde (Sztokman, 2002). Ces inégalités sont en partie dues à l’accès restreint des femmes au

marché du travail. Bien que l'on compte de plus en plus de femmes sur le marché du travail (Leslie, 1992), celles-ci restent cantonnées aux emplois de faible qualification ou à l'emploi précaire, souvent dans le secteur informel (Sethuraman, 1998). (Voir taux d'activités en Annexe 1.) L'affaiblissement de la situation économique des femmes est aussi lié au nombre croissant de femmes seules, cette évolution étant principalement due à la croissance des migrations internationales. Ainsi, selon une étude de l'ONU, en 1995, ¼ des ménages sont dirigés par des femmes (ONU, 1995), ces ménages étant particulièrement pauvres, étant donné que le revenu des femmes est de manière générale nettement inférieur celui des hommes. Au delà de la participation des femmes sur le marché du travail, il faut aussi s'intéresser au « travail invisible » des femmes au sein de la famille, qui, ne connaît aucune valorisation sociale ou économique (Sethuraman, 1998). La dépendance économique à l'égard des hommes qui peut résulter de ces inégalités a bien sûr des répercussions sur la situation sanitaire des femmes, de façons directe et indirecte. Premièrement, la pauvreté est souvent synonyme de malnutrition. En effet, la pauvreté féminine implique qu'il y a moins d'argent pour acheter des aliments adéquats et nutritifs, ce qui accroît le risque de maladie, et compromet la guérison. De plus, les conditions de vie précaires, les logements insalubres, le manque d'accès à l'eau potable qui accompagnent souvent la pauvreté dans les pays en développement rendent les femmes plus vulnérables face aux maladies (Smyre, 1993). Une situation de pauvreté réduit le nombre de choix de vie qui s'offrent aux femmes, pouvant les inciter à accepter des emplois dangereux dans le secteur informel (prostitution et autres). D'autre part, de manière indirecte, la dépendance économique des femmes à l'égard des hommes compromet leur aptitude à pratiquer une sexualité sans risque (OMS, 1995).

Nous pouvons déceler à priori trois mécanismes par lesquels la santé des femmes pourrait agir sur la croissance économique. Le premier, et peut-être le plus évident découle de la logique inhérente à l'inclusion de la santé dans la fonction de production. Les conditions de santé influencent significativement la productivité (Van Den Boom et al., 1996 ; Knowles et al., 1996). Les femmes constituent une partie importante de la main d'œuvre. Ainsi, si elles souffrent de mauvaises conditions de santé, la productivité du travail est affectée et la production est réduite.

Nous pouvons par ailleurs penser à certains aspects de la santé plus particuliers aux femmes pouvant impliquer une relation entre santé, productivité de la population active en général et croissance économique. La santé reproductive en est un bon exemple. La situation des femmes en santé reproductive est très hétérogène. Le ratio de mortalité maternelle (le nombre de morts maternelles pour cent naissances vivantes) en Afrique Subsaharienne est 50 fois supérieur à celui qui prévaut dans les pays développés (OMS, 1995). L'indicateur fréquemment utilisé pour mesurer la santé reproductive est le nombre d'accouchements réalisés par un agent de santé qualifié. Selon les estimations de l'OMS, cet indicateur connaît une progression modeste entre 1989 et 1999 (une croissance annuelle de 1,7% par an), l'Afrique du Nord et le Moyen Orient ayant connu la plus forte progression (croissance annuelle moyenne de 2,5%). Par contre, en Afrique Subsaharienne, il n'y a eu pratiquement aucun changement au niveau agrégé (OMS, 1995, Voir appendice 1). Le niveau de santé des femmes enceintes et les conditions de leur accouchement ont des effets sur leur propre santé à long terme, mais aussi sur celle de leurs enfants.

Au-delà du lien strictement biologique reliant la santé des femmes à celle de leurs enfants durant la grossesse, il est admis que historiquement et culturellement, les femmes jouent un rôle majeur dans le ménage en ce qui concerne la prise de décision tenant aux soins de santé attribués à l'ensemble de la famille, et particulièrement aux enfants. (Kwawu, 1993). Cette fonction souvent propre aux femmes peut aller des habitudes hygiéniques quotidiennes telles que le brossage des dents ou l'alimentation, à la décision de consulter un médecin lorsque l'un des membres de la famille est malade (Mwenesi, 1993). On peut penser qu'une femme informée sur sa propre santé et jouissant elle-même de conditions de santé satisfaisantes sera plus à même de remplir cette fonction que la société lui assigne, et cela aura un impact sur la santé de la famille dans son intégralité. Ainsi, il peut y avoir des répercussions sur la productivité en général, et cela pourrait impliquer que la santé des femmes agit sur la croissance économique de manière plus importante que la santé des hommes. C'est une hypothèse que nous testerons tout au long de cette étude.

II- LE MODELE THEORIQUE

Notre modèle a pour base le modèle de Mankiw, Romer et Weil (1992) que nous avons brièvement présenté en première partie. Nous y incluons une variable proxy pour la santé (Knowles et Owen, 1996) que nous désagrégeons en distinguant le stock de santé des hommes et celui des femmes. La fonction de production régissant l'économie dans ce modèle augmenté est donc la suivante :

$$(7) \quad Y_{it} = K_{it}^{\alpha} E_{it}^{\beta} XF_{it}^{\psi} XM_{it}^{\omega} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha-\beta-\psi-\omega}$$

Où Y représente l'output, K le stock de capital physique, E le stock d'éducation, XF le stock de santé féminine, XM le stock de santé masculine, A la technologie et L le travail du pays i au temps t . Il s'agit d'une fonction de production Cobb-Douglas classique : les rendements d'échelle sont constants et les productivités marginales des facteurs sont positives et décroissantes.

Comme dans le modèle initial de Solow, on considère que le taux de croissance du progrès technique et celui de la force de travail sont exogènes. Ainsi, le progrès technique et le travail sont donnés par :

$$(8) \quad L_{it} = L_{i0} e^{n_i t}$$

$$(8bis) \quad A_{it} = A_{i0} e^{g t}$$

Ici, n_i désigne le taux de croissance de la population active dans le pays i et g celui du progrès technique. On considèrera que la croissance du progrès technique est la même pour tous les pays.

On pose $y = \frac{Y}{AL}$, la quantité d'output par unité effective de travail. De même, soit

$k = \frac{K}{AL}$, $e = \frac{E}{AL}$, $xm = \frac{XM}{AL}$ et $xf = \frac{XF}{AL}$. On peut réécrire l'équation (6) comme suit :

$$(9) \quad y_{it} = k_{it}^{\alpha} e_{it}^{\beta} xf_{it}^{\psi} xm_{it}^{\omega}$$

Soient s_{ki} , s_{ei} , s_{xmi} et s_{xfi} les parts de l'output investies respectivement dans le capital physique, l'éducation, la santé des hommes et la santé des femmes. On note δ la dépréciation du capital. On considère qu'elle ne varie pas selon les pays et qu'elle est

constante dans le temps. De plus, en suivant MRW, on suppose que le capital humain (éducation et santé) connaît le même taux de dépréciation que le capital physique. L'évolution de l'économie est décrite par les équations (10) à (13) :

$$(10) \quad \dot{k}_{it} = s_{ki}y_{it} - (n_i + g + \delta)k_{it}$$

$$(11) \quad \dot{e}_{it} = s_{ei}y_{it} - (n_i + g + \delta)e_{it}$$

$$(12) \quad \dot{x}_{fi} = s_{xfi}y_{it} - (n_i + g + \delta)x_{fi}$$

$$(13) \quad \dot{x}_{mi} = s_{xmi}y_{it} - (n_i + g + \delta)x_{mi}$$

En résolvant le système d'équations (10) à (13) et en supposant l'existence d'un état stationnaire ($\alpha + \beta + \psi + \omega < 1$), on obtient les valeurs suivantes pour k_i^* , e_i^* , x_{mi}^* et

x_{fi}^* : (on résout pour $\dot{k}_{it} = \dot{e}_{it} = \dot{x}_{fi} = \dot{x}_{mi} = 0$)

$$(14) \quad k_i^* = \left(\frac{s_{ki}^{1-\beta-\psi-\omega} s_{ei}^\beta s_{xfi}^\psi s_{xmi}^\omega}{n_i + g + \delta} \right)^{\frac{1}{\eta}}$$

$$(15) \quad e_i^* = \left(\frac{s_{ki}^\alpha s_{ei}^{1-\alpha-\psi-\omega} s_{xfi}^\psi s_{xmi}^\omega}{n_i + g + \delta} \right)^{\frac{1}{\eta}}$$

$$(16) \quad x_{fi}^* = \left(\frac{s_{ki}^\alpha s_{ei}^\beta s_{xfi}^{1-\alpha-\beta-\omega} s_{xmi}^\omega}{n_i + g + \delta} \right)^{\frac{1}{\eta}}$$

$$(17) \quad x_{mi}^* = \left(\frac{s_{ki}^\alpha s_{ei}^\beta s_{xfi}^\psi s_{xmi}^{1-\alpha-\beta-\psi}}{n_i + g + \delta} \right)^{\frac{1}{\eta}}$$

Ici, on a posé $\eta = 1 - \alpha - \beta - \psi - \omega$.

On peut maintenant substituer les équations (14), (15), (16) et (17) dans l'équation (9) afin de trouver la valeur d'équilibre de l'output par travailleur.

$$(18) \quad \frac{Y_{it}}{L_{it}} = A_{it} (k_i^\alpha * e_i^\beta * x f_i^\psi * x m_{i_i}^{\omega *})$$

De (8), on déduit :

$$(19) \quad \frac{Y_{it}}{L_{it}} = A_{i_0} e^{g t} (k_i^\alpha * e_i^\beta * x f_i^\psi * x m_{i_i}^{\omega *})$$

Nous substituons dans (19) les valeurs d'équilibre des quatre variables de capital, et transformons l'équation en la mettant en logarithmes népériens. Cela nous donne, après quelques arrangements, l'équation suivante:

$$(20) \quad \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)^* = \ln(A_{i_0}) + g_t + \frac{\alpha}{\eta} \ln(s_{k_i}) + \frac{\beta}{\eta} \ln(s_{e_i}) + \frac{\psi}{\eta} \ln(s_{x f_i}) \\ + \frac{\omega}{\eta} \ln(s_{x m_i}) - \frac{1-\eta}{\eta} \ln(n_i + g + \delta)$$

Cette équation décrit la façon dont le revenu par travailleur dépend de la croissance de la population ainsi que de l'accumulation du capital physique et humain. Les coefficients $\frac{\alpha}{\eta}$, $\frac{\beta}{\eta}$, $\frac{\psi}{\eta}$, $\frac{\omega}{\eta}$ et $\frac{1-\eta}{\eta}$ sont les élasticités de l'output par rapport à l'investissement en capital physique, en éducation, en santé (masculine et féminine) et à la croissance de la population. Le modèle prédit que la croissance de la population réduit l'output par travailleur, car celui-ci doit être plus réparti.

En suivant Knowles, Lorgelly et Owen (2002), pour que le modèle concorde avec les données dont nous disposons, on reformule l'équation (20) afin de déterminer l'output par travailleur en fonction des différents stocks d'équilibre de capital humain. Après avoir déterminé les taux d'investissement dans chaque type de capital humain en fonction de leurs stocks d'équilibre, on obtient l'équation suivante :

$$(21) \quad \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)^* = \ln A_{i_0} + g_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_{k_i}) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(e_i^*) + \frac{\psi}{1-\alpha} \ln(x f_i^*) \\ + \frac{\omega}{1-\alpha} \ln(x m_i^*) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n_i + g + \delta)$$

On pose $g_t = a + \varepsilon_t$, où a est une constante et ε_t un terme d'erreur. En substituant g_t dans l'équation (21), on obtient :

$$(22) \quad \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)^* = a + \ln A_{i0} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_{ki}) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(e_i^*) + \frac{\psi}{1-\alpha} \ln(xf_i^*) \\ + \frac{\omega}{1-\alpha} \ln(xm_i^*) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n_i + g + \delta) + \varepsilon_i$$

Il s'agit là de la forme d'équation estimée par MRW (1992), ainsi que par Knowles, Owen et Lorgelly (2002). Dans notre modèle, c'est d'avantage le différentiel de santé entre hommes et femmes qui nous intéresse. En suivant la méthodologie de Hill et King (1993), que décrivent Knowles, Lorgelly et Owen (2002), nous reformulons l'équation (22) afin de faire apparaître ce biais ainsi que le stock de santé des hommes.

$$(23) \quad \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)^* = a + \ln(A_{i0}) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_{ki}) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(e_i^*) \\ + \frac{\psi + \omega}{1-\alpha} \ln(xm_i) - \frac{\psi}{1-\alpha} [\ln(xm_i^*) - \ln(xf_i^*)] - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n_i + g + \delta) + \varepsilon_i$$

Le stock de santé des femmes n'entre plus en tant que telle dans l'équation (23), mais s'intègre dans le biais de santé. Pour $0 < \alpha < 1$ et $0 < \psi < 1$, on s'attend à ce que le signe du coefficient de ce différentiel soit négatif, c'est-à-dire à ce que les inégalités hommes/femmes dans le domaine de la santé réduisent l'output. La validité du modèle implique que la somme des coefficients associés à l'investissement et à la croissance de la population soit nulle. C'est une hypothèse que l'on vérifiera lors des estimations.

III- DONNEES ET METHODOLOGIE

Nous utilisons des données couvrant la période 1960-1990 pour toutes nos variables.

Les données du PIB par travailleur $\frac{Y}{L}$ et de l'investissement en capital physique (s_k) proviennent de la base de données Penn World Table 6.1. En suivant Knowles et al. (2002), les données annuelles ont été mises en logarithmes et nous en avons fait la moyenne pour la période 1960-1990.

Le taux de croissance de la population (n_i) a été calculé annuellement à partir de données sur le PIB par travailleur, le PIB per capita et la population totale disponible sur la base de données PWT 6.1. En suivant Knowles, et Owen (1995), nous avons supposé $(g + \delta) = 5\%$. Puis, $(n_i + g + \delta)$ ont été mis en logarithmes, et nous en avons fait la moyenne sur la période 1960-1990.

La variable proxy pour le stock de santé que nous utilisons est l'espérance de vie, qui semble être l'indicateur du statut de santé le mieux relié à la production de l'output (Knowles et Owen, 1996). Nous utilisons la transformation de Anand et Ravallion (1993), qui consiste à prendre en compte le « manque à gagner » en terme d'années de vie pour atteindre le niveau des pays les plus développés. Anand et Ravallion transforment les données comme suit : $\ln(x) = -\ln(80 - LE)$.

A facteurs socioculturels similaires, les femmes vivent plus longtemps que les hommes (OMS, 1998). Waldron (1976) en donne une explication hormonale et parle de 'female advantage'. Sa justification est la suivante : les androgènes masculins et particulièrement la testostérone contribuent à accroître la fabrication de 'mauvais cholestérol', tandis que les estrogènes féminins ont l'effet inverse, ils favorisent la fabrication de 'bon cholestérol'. Ainsi, jusqu'à la ménopause, les femmes seraient protégées contre certaines maladies cardiovasculaires, et donc morphologiquement plus robustes que les hommes. Cependant, dans de nombreux pays, on observe que cet avantage biologique est fortement réduit, voire effacé : la différence d'espérance de vie des hommes et des femmes approche de zéro, et peut même être négative dans certains pays. Afin de prendre en compte l'avantage biologique des femmes dans notre estimation, et donc mettre en avant le désavantage dans l'accès aux soins de santé dont elles souffriraient, nous distinguons la transformation de la variable stock de santé pour les hommes de celle des femmes. Ainsi, on choisit $\ln(xm) = -\ln(76 - LEM)$ et $\ln(xf) = -\ln(82 - LEF)$, où LEM et LEF sont les

espérances de vie observées et les nombres 76 et 82 correspondent aux espérances de vies maximales que nous observons dans notre échantillon, pour les hommes et les femmes respectivement . Les espérances de vie maximales ont été observées au Japon en 1990, et l'on supposera qu'elles correspondent à un état d'accès égal aux soins de santé pour les hommes et pour les femmes. C'est donc par rapport à ces espérances de vies que l'on calculera le manque à gagner des autres pays en santé. Les données proviennent du CD-ROM *World development indicators* (Banque Mondiale, 2001). Après avoir procédé aux transformations, nous avons calculé la moyenne pour les deux groupes, sur la période 1960-1990.

Afin de mesurer le stock d'éducation, nous utilisons les données collectées par Barro et Lee (1996). Il s'agit du nombre moyen d'années d'études pour la population âgée de 15 ans et plus. Les observations sont disponibles à cinq années d'intervalle, de 1960 à 1990. Les données ont été mises en logarithmes et nous en avons calculé la moyenne.

Mankiw, Romer et Weil (1992) supposent que le terme A ne représente pas seulement la technologie pure, mais aussi d'autres facteurs tels le climat, les dotations en ressources naturelles, les institutions. De ce fait, A est spécifique à chaque pays. Pour la mesure de A_{i0} (que nous regroupons tout de même sous le terme 'technologie'), plusieurs méthodes sont possibles.

Dans le modèle MRW (1992), les auteurs supposent que $\ln(A_{i0}) = a + \varepsilon_i$, où a est une constante et ε_i un choc propre à chaque pays. Suivant cette méthode, notre équation à estimer deviendrait donc :

$$(24) \quad \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)^* = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_{ki}) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(e_i^*) + \frac{\psi + \omega}{1-\alpha} \ln(xm^*) - \frac{\psi}{1-\alpha} [\ln(xm_i^*) - \ln(xf_i^*)] - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \varepsilon_i$$

Cependant, Knowles, Lorgelly et Owen (2002), reconnaissant les importants biais dans les estimations dus à cette méthode, préfèrent utiliser comme proxy pour la technologie la mesure de Hall et Jones (1999) et ne regrouper que la croissance de la technologie dans la

constante et le terme d'erreur (eq.23). Hall et Jones mesurent la productivité en décomposant la fonction de production entre les différentes sortes de capital :

$Y_i = K_i^\alpha (A_i H_i)^{1-\alpha}$. Connaissant Y, K, H et supposant que $\alpha = 1/3$, ils déduisent donc la valeur de A_i . Nous testerons les deux méthodes dans la section IV.

Nous disposons de données pour 79 pays (voir la liste des pays en Appendice 2).

IV- ESTIMATIONS

Le tableau 1 donne les résultats de l'estimation pour les 79 pays dont nous disposons des données. La colonne (i) correspond à l'estimation par les OLS de l'éq. (24), c'est-à-dire lorsque l'on considère que la technologie est comprise dans la constante et le terme d'erreur (MRW, 1992). Dans cette première régression, nous n'incluons pas la variable représentative de l'éducation. D'après cette régression, l'espérance de vie des hommes influe positivement sur la production, et les inégalités entre hommes et femmes en matière de santé ont un impact négatif très significatif sur celle-ci, dans un intervalle de confiance de 99%. Le coefficient associé à la variable $\ln(n_i + g + \delta)$ est positif, ce qui est surprenant, mais il n'est pas significativement différent de zéro. Le coefficient associé à la variable $\ln(sk^*)$ n'est pas non plus significatif. Pour cette estimation, nous acceptons l'hypothèse de nullité de la somme des coefficients associés à $\ln(sk^*)$ et $\ln(n_i + g + \delta)$, mais seulement à un niveau de confiance de 90%. D'après le coefficient de regression R2, le modèle est globalement significatif, et est expliqué à 74,1% par nos données. Nous obtenons l'équation suivante :

$$(25) \quad \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)^* = 14,36 + 0,105 \ln(s_{ki}) + 0,109 \ln(xm_i) - 1,798[\ln(xm) - \ln(xf)] + 0,937 \ln(n_i + g + \delta)$$

La colonne (ii) donne les résultats de l'estimation lorsque l'on ajoute la variable $\ln(e)^*$. Les coefficients associés aux variables espérance de vie des hommes et au différentiel d'espérance de vie hommes/femmes restent significatifs à 99% de confiance. Le

coefficient associé à la variable d'éducation est lui significatif à 95% de confiance. Dans cette estimation, nous sommes obligés de rejeter l'hypothèse de restriction sur les coefficients, ce qui remet en cause la validité du modèle spécifié de cette façon.

**Tableau 1 – Estimation par les OLS de l'équation (23) – Variable dépendante :
moyenne du logarithme de l'output par travailleur 1960-1990**

Variable	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	14.36 (7.97)	13.111 (7.05)	5.815 (3.34)	4.551 (2.66)
$\ln(sk^*)$	0.105 (0.75)	0.039 (0.28)	0.200*** (1.91)	0.134 (1.30)
$\ln(xm^*)$	1.109* (8.64)	0.897* (5.57)	0,56* (4.70)	0.346** (2.56)
Diff	-1.798* (-4.06)	-1.582* (-3.56)	-0.991* (-2.86)	-0.774** (-2.29)
$\ln(n+g+\delta)$	0.937 (1.68)	0.760 (1.38)	0.530 (1.27)	0.352 (0.87)
$\ln(e^*)$	-	0.308** (2.10)	-	0.309* (2.91)
$\ln(A)$	-	-	0.716* (7.74)	0.717* (8.13)
R ² ajusté	0.741	0.752	0.856	0.869
Test de contrainte (F)	3.51***	2.06	3.07***	1.43
Nombre d'observations	79	79	79	79

Estimation par OLS, les statistiques t données en parenthèse robustes à l'hétéroscédasticité. *, ** et *** indiquent les niveaux de significativité 1%, 5% et 10% respectivement. F est la statistique obtenue pour l'hypothèse nulle que la somme des coefficients de $\ln(sk^*)$ et $\ln(n+g+\delta)=0$

Dans les colonnes (iii) et (iv) du tableau 1, nous prenons la mesure de Hall et Jones (1999) comme proxy pour le progrès technique. La colonne (iii) correspond à l'estimation de l'équation (23), lorsque l'on omet la variable d'éducation. On note que le progrès technique a un effet positif et significatif à 99 % de confiance sur la production. L'investissement influence la croissance avec 90% de confiance. Le stock de santé

masculine a aussi un effet positif et significatif à un niveau de confiance de 99%, et le différentiel de santé réduit l'output, à un niveau de confiance de 99%. Dans cette estimation, nous acceptons l'hypothèse nulle de restriction sur les coefficients à un niveau de significativité de 90%. Le coefficient R2 est significatif. Le modèle est expliqué à 85,6%

L'équation estimée est la suivante :

$$(26) \quad \ln\left(\frac{Y}{L}\right) = 5,915 + 0,716 \ln(A_0) + 0,2 \ln(s_k) + 0,56 \ln(xm) - 0,991[\ln(xm) - \ln(xf)] + 0,530 \ln(n + g + \delta)$$

Dans la colonne (iv) sont présentés les résultats de l'estimation de l'équation (23), lorsque, cette fois-ci, nous prenons en compte l'éducation. On remarque que les coefficients associés à l'espérance de vie masculine et à l'inégalité ne sont plus significatifs qu'à 95% de confiance. L'investissement n'explique plus significativement la production dans le modèle spécifié de cette façon et nous devons rejeter l'hypothèse nulle de restriction sur les coefficients, ce qui ne permet pas de valider le modèle.

Nous voulons maintenant vérifier l'hypothèse selon laquelle le stock de santé des femmes a un impact sur la croissance économique plus important que le stock de santé des hommes. Pour cela, nous procédons à une étude des élasticités des différentes variables explicatives.

Afin de déterminer les élasticités α, β, ψ et ω , nous estimons l'équation suivante :

$$(27) \quad \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)^* = a + \ln(A_{i0}) + \frac{1-\alpha}{\alpha} [\ln(s_{ki}) - \ln(n_i + g + \delta)] + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(e_i^*) + \frac{\psi + \omega}{1-\alpha} \ln(xm_i^*) - \frac{\psi}{1-\alpha} [\ln(xm_i^*) - \ln(xf_i^*)] + \varepsilon_i$$

Pour ces régressions, nous ne tenons pas compte de l'éducation, car les résultats indiquent que la présence de cette variable remet en cause la validité du modèle (cf. tableau 1).

Tableau 2 – Estimation par les OLS du modèle restreint (eq.25) - Variable dépendante : moyenne du logarithme de l’output par travailleur 1960-1990

Variables	(a)	(b)
Constante	11.584 (11.12)	3.699 (2.91)
$\ln(sk^*) - \ln(n+g+\delta)$	0.0727 (0.51)	0.180*** (1.70)
$\ln(xm^*)$	1.047* (8.31)	0.505* (4.33)
diff.	-1.517* (-3.59)	-0.778** (-2.37)
$\ln(A_i)$	-	0.732* (7.83)
$\ln(e^*)$	-	-
R ² ajusté	0.732	0.851
α	0.068 (0.55)	0.153** (2.01)
ψ	1,414* (3.12)	0.659** (2.25)
ω	-0,438 (-1.08)	-0.232 (-0.84)
Nombre d’observations	79	79

Estimation par OLS, les statistiques t données en parenthèse robustes à l’hétéroscédasticité. *, ** et *** indiquent les niveaux de significativité 1%, 5% et 10% respectivement. Pour les élasticités, les statistiques t du Wald test pour l’hypothèse nulle que les élasticités égalent zéro sont données entre parenthèse.

Dans la colonne (a) du tableau 2, on remarque que $\psi > 1$, ce qui ne concorde pas avec l’hypothèse de rendements décroissants. Ceci peut être du au biais dans l’estimation causé par l’absence d’une proxy pour la technologie (Knowles, Owen, Lorgelly, 2002).

La colonne (b) donne les résultats de l’estimation du modèle restreint lorsque l’on prend en compte la mesure de Hall et Jones (1999) pour le progrès technique. On remarque que les élasticités α et ψ sont positives et statistiquement significatives, tandis que l’élasticité ω est négative et n’est pas significativement différente de zéro, ce qui pourrait

confirmer l'hypothèse selon laquelle la santé des femmes influence la croissance de manière plus importante que celle des hommes.

Nous pouvons en déduire aussi que lorsque l'on désagrège l'espérance de vie de la population en distinguant les hommes des femmes, une variation dans l'espérance de vie des hommes n'influence pas significativement l'output. C'est plutôt la différence entre l'espérance de vie des hommes et celle des femmes qui aura des effets. D'après nos résultats, dans toutes les régressions, cette inégalité a un impact négatif et significatif sur la production.

CONCLUSION

Ce papier avait pour but de déterminer si les inégalités hommes/femmes en matière de santé ont un impact sur la productivité et donc sur la croissance économique. De plus, nous avons tenté de vérifier l'hypothèse selon laquelle le rôle que les sociétés confèrent aux femmes en ce qui a trait à la santé (Kwawu, 1993) implique que la santé des femmes influence la croissance économique de manière plus significative que celle des hommes. Nous avons spécifié un modèle de croissance néoclassique sur la base du modèle MRW, considérant la santé des hommes et celle des femmes comme deux facteurs de production composantes du capital humain distincts, en utilisant l'espérance de vie comme proxy. Il est important, avant toute chose, de noter que certains résultats empiriques ne concordent pas avec le modèle, ce qui peut remettre en cause sa validité. Par exemple, le coefficient associé à la croissance de la population est positif et non significatif dans toutes les estimations, ce qui est contraire à nos attentes. De plus, le modèle n'est valide au point de vue des restrictions sur les coefficients que lorsque la variable éducation en est exclue. Enfin, le sens de la causalité n'est pas clairement établi. En effet, si l'écart de niveaux de santé entre hommes et femmes peut expliquer les difficultés économiques dont certains pays souffrent, il peut aussi en être la conséquence. Cela étant dit, dans toutes les régressions effectuées, l'écart en santé entre les hommes et les femmes a bien un impact négatif et significatif sur l'output, ce qui confirme l'intuition de base. De plus, les résultats de l'analyse des élasticités indiquent que le niveau de santé

des femmes agit de manière plus importante sur la croissance économique que le niveau de santé des hommes. Ceci confirme l'importance du rôle des femmes comme 'procuratrices de santé' (*health givers*, Kwawu, 1993) et implique que des mesures politiques et sociales favorisant l'accès des femmes aux soins de santé et l'efficacité de ces soins pourraient avoir des effets sur l'ensemble de la population et de l'économie.

APPENDICE 1

Activité des femmes en 1997

	Taux d'activité féminine des plus de 15 ans (1995-1997)		Salaire féminin en % du salaire masculin
	Femmes	Hommes	
Algérie	24	76	-
Burkina Faso	77	90	-
Arabie saoudite	18	82	-
Mali	72	90	-
Brésil	51	82	76
Chili	35	75	61
Chine	74	86	59
Inde	41	86	-
Bangladesh	56	89	42

Source: Nations Unies, *The World's Women*, 2000

Tendance du pourcentage d'accouchements assistés par un agent de santé qualifié

	Nombre de pays dont les données sont disponibles	Pourcentage de naissances dans la région couvertes par les données	Pourcentage d'accouchements assistés par un agent de santé qualifié		Taux de croissance moyen annuel
			1989	1999	
Région			1989	1999	
Afrique Subsaharienne	17	59	44	44	0.1
Moyen-Orient/Afrique du Nord	9	56	49	63	2.5
Asie	7	89	39	48	2.2
Amérique Latine et Caraïbes	18	74	74	81	0.9
Total	53	76	45	52	1.7

Source : Estimations de 1995 par l'OMS, l'UNICEF et le FNUAP

APPENDICE 2- LISTE DES PAYS DE L'ECHANTILLON

Argentine	Gambie	Pérou
Australie	Guinée-Bissau	Philippines
Autriche	Grèce	Papoua Nouvelle Guinée
Belgique	Guatemala	Portugal
Bénin	Honduras	Paraguay
Bolivie	Indonésie	Roumanie
Brésil	Inde	Sénégal
Botswana	Irlande	Singapour
République Centre Afrique	Iran	Sierra Leone
Canada	Islande	El Salvador
Suisse	Israël	Suède
Chili	Italie	Syrie
Chine	Jamaïque	Togo
Cameroun	Japon	Thaïlande
Colombie	Kenya	Trinidad & Tobago
Costa Rica	Corée	Tunisie
Chypre	Lesotho	Turquie
Danemark	Mexique	Tanzanie
Equateur	Mali	Ouganda
Egypte	Malawi	Uruguay
Espagne	Niger	Etats-Unis
Finlande	Nicaragua	Venezuela
Fiji	Pays-Bas	Afrique du Sud
France	Norvège	Congo
Royaume-Uni	Nouvelle-Zélande	Zambie
Ghana	Pakistan	Zimbabwe
	Panama	

APPENDICE 3- ESPERANCES DE VIE DANS LES PAYS DE L'ECHANTILLON

	EV Femmes	EV Hommes
Argentine	75.26	68.20
Australie	80.12	74.02
Autriche	79.16	72.44
Belgique	79.40	72.70
Bénin	53.82	50.02
Bolivie	60.04	56.66
Brésil	69.30	61.78
Botswana	58.60	55.00
République Centre Afrique	49.70	45.58
Canada	80.60	74.00
Suisse	80.80	74.00
Chili	76.80	70.74
Chine	70.47	67.36
Cameroun	55.74	52.70
Colombie	71.82	66.04
Costa Rica	77.74	73.14
Chypre	78.82	74.36
Danemark	77.70	71.80
Equateur	68.40	65.48
Egypte	64.28	61.40
Espagne	80.30	73.30
Finlande	79.15	71.15
Fiji	73.22	69.02
France	81.00	72.80
Royaume-Uni	78.50	72.90
Ghana	58.90	55.50
Gambie	51.40	47.26
Guinée-Bissau	43.96	40.74
Grèce	79.50	74.50
Guatemala	64.18	58.80
Honduras	69.14	64.52
Indonésie	63.50	60.00
Inde	60.18	59.48
Irlande	77.40	71.90
Iran	67.00	65.50
Islande	80.30	75.70
Israël	78.00	74.28
Italie	80.40	74.00
Jamaïque	75.16	71.42
Japon	81.90	75.92
Kenya	58.84	55.46
Corée	68.08	63.08
Lesotho	58.98	56.24
Mexique	73.54	67.40

	EV Femmes	EV Hommes
Mali	46.00	44.02
Malawi	45.24	44.08
Niger	46.64	43.26
Nicaragua	67.42	61.70
Pays-Bas	80.10	73.80
Norvège	79.80	73.40
Nouvelle-Zélande	78.41	72.30
Pakistan	60.00	58.24
Panama	74.68	70.30
Pérou	68.24	63.48
Philippines	67.28	63.58
Papoua Nouvelle Guinée	55.90	54.40
Portugal	77.30	70.20
Paraguay	70.44	65.94
Roumanie	73.05	66.59
Sénégal	51.68	47.50
Singapour	76.92	71.88
Sierra Leone	36.72	33.74
El Salvador	69.86	61.58
Suède	80.40	74.80
Syrie	68.52	64.40
Togo	52.08	48.96
Thaïlande	71.00	66.14
Trinidad & Tobago	73.52	68.82
Tunisie	69.60	66.64
Turquie	68.38	63.88
Tanzanie	51.56	48.62
Ouganda	47.12	46.40
Uruguay	76.46	68.96
Etats-Unis	78.80	71.80
Venezuela	74.22	68.42
Afrique du Sud	65.00	59.00
Congo	53.38	49.80
Zambie	50.06	48.28
Zimbabwe	58.04	54.36

BIBLIOGRAPHIE

Anand, S. et Ravallion, M. (1993) *Human development in poor countries and the role of private incomes and public services*, Journal of Economic Perspectives, vol. 7, 113-150

Barro R.J. et Lee J.-W. (1996) *International measures of schooling years and schooling quality*, American Economic Review, vol. 86, 218-223

Barro, R.J. et Lee, J.-W. (1993) *International comparisons of educational attainment*, Journal of Monetary Economics, vol. 32, 363-394

Dimand, R.W., Forget, E.L. et Nyland, C. (2004) *Gender in Classical Economics*, Journal of Economic Perspectives, vol. 18 (1)

Gundlach, E. (2001) *Education and Economic Development: An Empirical Perspective*, Journal of economic development, vol. 26 (1)

Hall, R.E. et Jones, C.I. (1999) *Why do some countries produce so much more output than others ?*, The Quarterly journal of economics vol. 114, 83-115

Hill, M.A. et King, E.M. (1993) *Women's Education in Developing Countries: Barriers, Benefits, and Policies*, John Hopkins University Press, Baltimore, MD

IDRC (1993) *Gender, Health and Sustainable Development – Proceedings of a Workshop held in Nairobi, Kenya, 5-8 October, 1993*, International Development Research Center

Klasen, S. (1999) *Does gender inequalities reduce growth and development? Evidence from cross-country regressions*, Policy Report on Gender and Development Working Paper Series, No 2, Banque Mondiale

Klasen, S. (1996) *Nutrition, health and mortality in Sub-Saharan Africa: Is there a gender-bias*, The Journal of development studies, vol. 32 (6)

Knowles S., Logelly, P.K. et Owen, P.D. (2002) *Are educational gender gaps a brake on economic development*, Oxford Economic Papers, vol. 54

Knowles, S. et Owen, P. D. (1996) *Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model*, Economic letters vol.48

Kwawu, J. (1993) *Gender and Household Health Seeking Behaviours*, dans *Gender, Health and Sustainable Development*, CRDI

Leslie (1992) *Women's lives and women's health*

Lucas, R.E. (1988) *On the mechanics of economic development*, Journal of Monetary Economics, vol. 22

Mammen, K. et Paxson, C. (2000) *Women's work and economic development*, Journal of economic perspectives, vol. 14

Mankiw, G.N., Romer, D. et Weil, D.N. (1992) *A contribution to the empirics of economic growth*, The Quarterly Journal of economics

Mwenesi, H.A (1993) *Women and Decision-Making for their Children's Health Care*, dans *Gender, Health and Sustainable Development*, CRDI

Ng Ying Chu (2004). *Economic development, human capital, and gender earnings differentials in China*, Economics of Education Review, vol. 23

OMS (2002) *World Health Report*, Organisation Mondiale de la Santé, Genève

OMS (1998), *Gender and health*, Technical paper, Organisation Mondiale de la Santé, Genève

www.who.int/reproductive-health/publications/WHD_98_16_gender_and_health_technical_paper

OMS (1995), *World Health Report*, Organisation Mondiale de la Santé.

ONU (2000) *Review and Appraisal of the Implementation of the Beijing Platform for Action: Report of the Secretary-General*, document E/CN.6/2000/PC/2, Organisation des Nations Unies, New York

ONU (2000) *The World's Women*, Organisation des Nations Unies, New York.

PNUD (1999) *Rapport sur la pauvreté humaine*, Programme des Nations Unies pour le Développement

Rosser, S. (1994) *Gender bias in clinical research: the difference it makes*, dans Dan, A., *Reframing Women's Health: multidisciplinary research and practice*, Londres.

Sethuraman, V. (1998) *Gender, Informality and Poverty: A Global Review*, Genève.

Smyre, P. (1993) *Women and Health*.

Solow, R.M. (1956) *A contribution to the theory of economic growth*, The Quarterly journal of economics, vol. 70, 65-94.

Svedberg, P. (1996) *Gender biases in Sub-Saharan Africa: Reply and further evidence*, The Journal of development studies, vol. 32 (6).

Sztokman N. (2001) *Condition féminine et développement*, Notes et études documentaires, vol. 5143, 171-192.

Tabutin, D., Gourbin, C. et Beninguisse, G. (2001), *Surmortalité et santé des petites filles en Afrique. Tendances des années 1970 aux années 1990*, Colloque international Genre, Population et Développement en Afrique, INED

Van Den Boom, G.J.M, Nubé, M. et Asenso-Okyere, W.K. (1996), *Nutrition, Labor Productivity and Labor supply of Men and Women in Ghana*, The Journal of Development Studies, vol. 32, n.6, 801-829

Waldron, I. (1976) *Why do women live longer than men?* Social Science and Medicine, vol. 10, 349-362

Provenance des données:

Pour le PIB par travailleur, la population active et la part de l'investissement dans le PIB:
Alan Heston, Robert Summers et Bettina Aten, (2002) Penn World Table Version 6.1, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP)

Les données sont disponibles en ligne:

<http://pwt.econ.upenn.edu/>

Pour le progrès technique:

Hall, Robert E. et Jones, Charles I. (1999) *Why do some countries produce so much more output than others ?*, The Quarterly journal of economics vol 114, 83-115

Les données sont disponibles en ligne :

<http://elsa.berkeley.edu/users/chad/HallJones400.asc>

Pour l'espérance de vie :

Banque Mondiale (2001), *World development indicators 2001*

Pour l'éducation:

Barro R.J. et Lee J.-W. (1996), *International measures of schooling years and schooling quality*, American Economic Review, vol 86, 218-223

Les données sont disponibles en ligne:

<http://www.worldbank.org/research/growth/ddbarle2.htm>