

Université de Montréal

LA SCOLARISATION FÉMININE ET LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE

L'éducation des femmes a-t-elle une influence sur la croissance économique
dans les pays en voie de développement ?
Et quelle en est la causalité au sens de Granger ?

Par
Jean-Luc Burlone

Rapport de recherche présenté au:
Professeure Emanuela Cardia
Directrice de recherche
Faculté des Études Supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Maître ès sciences (M.Sc.)
en sciences économiques

Département de sciences économiques
Faculté des Arts et des Sciences

Août 1999

SOMMAIRE

Ce rapport de recherche examine les effets de l'éducation des femmes sur la croissance économique et détermine s'il y a une causalité au sens de Granger entre l'éducation d'une population et la croissance économique du pays.

La méthodologie utilisée est inspirée de l'étude empirique de Barro (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries". Dans cette étude, sur vingt ans et pour quatre-vingt pays, Barro examine, notamment, l'influence de l'éducation sur la croissance économique ainsi que sur la fécondité. Barro trouve comme résultats pertinents à notre recherche, une relation négative entre l'éducation et la fécondité et une relation positive entre l'éducation et la croissance économique.

Notre recherche considère quarante-huit pays sur dix-sept années soit de 1980 à 1996. Avant de l'élargir pour spécifier l'influence de l'éducation des femmes, nous confirmons les résultats de Barro (1991) en obtenant des résultats similaires aux siens. Lorsque nous élargissons notre recherche en séparant les variables de l'éducation selon le sexe des étudiants, nous obtenons alors des résultats qui montrent que la relation entre l'éducation des femmes et la croissance économique est non significative. Seule la relation entre l'éducation secondaire des hommes et la croissance économique est positive et significative. Nous expliquons ces résultats par la très forte collinéarité entre l'éducation des femmes et celle des hommes. Nous établissons, cependant une causalité au sens de Granger allant de l'éducation secondaire de la population vers la croissance économique.

TABLE DES MATIÈRES

Sommaire.....	page i
Table des matières	page ii
Liste des régressions	page iii
Remerciements	page iv
Introduction.....	page 5
Information pertinente	page 7
Revue théorique.....	page 8
Solow)(1956)	page 8
Mankiw, Romer et Weil	page 9
Becker, Murphy, Tamura, (1990)	page 10
Galor et Weil (1996)	page 10
Littérature empirique.....	page 12
Ainsworth, Beegle et Nyamete (1996)	page 12
Rosenzweig (1990)	page 13
Barro (1991)	page 13
Résultats de Barro (1991)	page 14
Analyse empirique	page 17
Hétéroscédasticité	page 20
Collinéarité entre les variables d'éducation	page 21
Causalité au sens de Granger.....	page 23
Conclusion.....	page 25
Bibliographie.....	page 28
Annexe: Données et variables.....	page 31

LISTE DES RÉGRESSIONS

Régression 1.....	p 32
Éducation de la population et fécondité	
Régression 2.....	p 33
Éducation secondaire de la population selon le sexe et fécondité	
Régression 3.....	p 34
Éducation de la population et croissance économique	
Régression 4.....	p 35
Éducation secondaire de la population selon le sexe et croissance économique	

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier ma directrice de recherche, Professeure Emanuela Cardia, pour sa disponibilité, ses commentaires judicieux et son enseignement qui m'a fait connaître et apprécier au plus haut point la macro-économie.

INTRODUCTION

Ce rapport de recherche vise à établir la relation, entre la scolarisation féminine et la croissance économique, dans les pays en voie de développement (PVD) et à en déterminer la causalité au sens de Granger.

Les économistes s'entendent sur la relation positive et significative qui existe entre l'éducation d'une population et la croissance économique du pays, (Barro, 1991; Mankiw, Romer et Weil, 1992). Quoiqu'il n'y a pas d'étude spécifique sur la relation entre l'éducation des femmes et la croissance économique du pays, l'éducation des femmes est une question de première importance car la femme représente plus de 50% de la population et son éducation influence autant sa santé que la santé, l'éducation et le bien-être des enfants (Shultz, 1993).

Pour établir la relation entre l'éducation des femmes et la croissance économique, nous nous basons sur deux relations reconnues, soit la relation entre l'éducation des femmes et la fécondité et la relation entre la fécondité et la croissance économique. Plusieurs études ont montré qu'il existe une relation négative et significative entre l'éducation d'une population et le taux de fécondité (Barro, 1991; Rosenzweig, 1990 et Ainsworth, Beegle et Nyamete (1996). Ces derniers examinent empiriquement la relation entre l'éducation des femmes et la fécondité et obtiennent des résultats robustes confirmant la relation mentionnée ci-dessus.

D'autres études, (Galor et Weil, 1996; Becker, Murphy et Tamura, 1990), ont examiné la relation négative qui lie la fécondité à la croissance économique.

En nous basant sur ces deux relations négatives, nous faisons l'hypothèse qu'il y a une relation positive entre l'éducation des femmes et la croissance économique. Nous vérifions notre hypothèse en testant, empiriquement, sur dix-sept années et sur quarante-huit pays, la corrélation entre l'éducation de la femme et la croissance économique. Pour ce faire, nous nous basons sur l'étude de Barro (1991) et nous vérifions nos résultats par rapport aux siens tant en ce qui concerne la relation entre l'éducation et la fécondité que la relation entre l'éducation et la croissance économique. Nous arrivons au sujet principal de cette recherche en séparant nos variables d'éducation selon le sexe pour examiner l'influence de l'éducation des femmes sur la croissance économique. Après avoir discuté des résultats obtenus, nous vérifions s'il y a une causalité au sens de Granger entre l'éducation des femmes et la croissance économique. Enfin, nous concluons et nous suggérons un sujet d'étude complémentaire.

INFORMATION PERTINENTE

Cette section résume l'information pertinente que nous avons sur l'éducation des femmes dans les PVD.

Les données de l'UNESCO et de la Banque Mondiale montrent que le pourcentage de femmes qui reçoivent une éducation est inférieur à celui des hommes et décroît avec la hausse du niveau d'éducation. Ce fait est étonnant car la croissance économique des PVD implique un changement progressif d'une économie intensive en main-d'œuvre vers une économie intensive en capital. Ainsi, le travail physique à la ferme familiale, qui est discriminatoire envers la femme, moins nantie que l'homme en force physique, devient progressivement un travail mental et intellectuel dans la bureaucratie et la grande entreprise, où la capacité intellectuelle de la femme est équivalente à celle de l'homme, (Boserup, 1990). En conséquence, la femme peut contribuer autant que l'homme à la croissance économique et nous pourrions nous attendre à ce que leur niveau d'éducation soit plus ou moins équivalent.

REVUE THÉORIQUE

Cette section présente des arguments théoriques qui sous-tendent nos deux hypothèses de base. Nous y retrouverons la relation inverse entre la croissance économique et la croissance de la population ainsi que la relation positive entre la croissance économique et le capital humain.

Solow (1956)

Dans le modèle de croissance économique néoclassique de Solow (1956), la fonction de production de base est :

$$Y = K^\theta A L^{1-\theta}$$

où, 'Y' est la production, 'K' est le capital, 'L' est la main-d'œuvre et 'A' est le niveau de technologie. L et A ont un taux de croissance de 'n' et 'g' respectivement. Le modèle de base suppose que 's' est une fraction de la production épargnée et ré-investie. En définissant 'k' comme le stock de capital par unité effective de travail ($k=K/AL$) et 'y' comme la production par unité effective de travail ($y=Y/AL$), la croissance du stock de capital par unité effective de travail 'k*' est établie par :

$$k^* = sy - (n+g+v)k$$

$$k^* = sk^\theta - (n+g+v)k$$

où, 'v' est le taux de dépréciation du capital. Cette dernière équation implique que 'k' converge, à l'état stationnaire, vers une valeur 'k°' définie par:

$$k^\circ = \{s/(n+g+v)\}^{1/1-\theta}$$

Ainsi le ratio K/L est relié positivement au taux d'épargne 's' et négativement au taux de croissance de la population 'n'. Clairement, la croissance économique par habitant est endogène et inversement reliée au capital initial par habitant. Si les pays sont similaires dans leurs préférences et leurs technologies, les pays pauvres auront une croissance plus rapide que les pays riches. En conséquence, le revenu par habitant aura tendance à converger dans le long terme. La principale raison en est que la productivité marginale du capital est décroissante. Ainsi, les pays pauvres, qui ont un faible ratio de capital par rapport à leur main-d'œuvre, ont une productivité marginale du capital plus élevée et une tendance à connaître une croissance économique plus élevée, Barro, (1991, p. 407).

La principale critique du modèle de Solow (1956) est que le capital humain n'y est pas inclus. Cette exclusion du capital humain peut expliquer pourquoi l'influence estimée de l'épargne et de la croissance de la population est trop grande alors qu'avec l'inclusion du capital humain, l'influence de l'épargne et de la croissance de la population correspond raisonnablement avec les estimés du modèle de Solow (1956). (Mankiw, Romer et Weil, 1992, p. 408)

Mankiw, Romer et Weil (1992)

Mankiw, Romer et Weil (1992) ont augmenté ce modèle de base en y incluant le capital humain 'H'. La fonction de production de base devient :

$$Y = K^\alpha H^\beta A L^{1-\alpha-\beta}$$

Si l'on suppose que ' s_k ' et ' s_h ' sont, respectivement, le re-investissement dans le capital physique et humain, la croissance de l'économie est déterminée par:

$$k^* = s_k y - (n+g+v)k$$

$$h^* = s_h y - (n+g+v)h$$

où, $y = Y/AL$, $k = K/AL$ et $h = H/AL$ sont les quantités par unité effective de travail. Comme avec le modèle de base, ce modèle augmenté prédit une relation négative entre le revenu par tête et la croissance de la population et une relation positive entre le capital humain et la croissance économique puisque le capital humain et le capital physique ont une fonction de production identique.

Becker, Murphy, Tamura, (1990)

Dans une étude théorique qui suppose l'endogenéité de la fécondité et un rendement croissant du capital humain, quand le stock de capital humain augmente, Becker, Murphy, Tamura, (1990) montrent que, lorsque le capital humain est faible, son rendement est faible par rapport à celui des enfants. Ils obtiennent alors un état stationnaire où le capital humain est faible et le taux de fécondité est élevé. Inversement, quand le capital humain est abondant, son rendement est plus élevé que le rendement des enfants. Ils obtiennent, dans ce cas, un état stable où le capital humain est abondant et la fécondité est faible. Dans cette étude, les auteurs parlent peu de la relation entre le capital humain et la croissance économique. Par exemple, ils ne soulignent pas la capacité d'un capital humain abondant à acquérir et à assimiler une nouvelle technologie propice au développement économique.

Nous retrouvons, cependant, dans les deux états stationnaires de cette étude, la relation inverse entre l'éducation et la fécondité clairement établie.

Galor et Weil (1996)

Considérant la croissance économique comme étant la croissance du capital par travailleur et non pas par habitant, Galor et Weil (1996) montrent par une étude théorique une relation positive entre la baisse de la fécondité et la croissance économique. Ainsi, l'augmentation du capital par travailleur augmente le salaire relatif des femmes car le capital est plus complémentaire du salaire de la femme que de celui de l'homme; l'augmentation du salaire relatif de la femme réduit sa fécondité car le coût d'un enfant augmente; et une baisse de la fécondité augmente le niveau de capital par travailleur.

Ce cercle vertueux n'implique aucun choc déclencheur qui expliquerait pourquoi le capital augmenterait ou pourquoi la fécondité baisserait en premier lieu.

De plus, nous ne trouvons pas dans cette étude, une indication quant au sens de la causalité. Nous y retrouvons, cependant, la relation inverse entre la fécondité et la croissance économique.

Il apparaît clairement, dans ces études théoriques que la croissance économique est liée positivement avec l'éducation, principal élément du capital humain, et négativement avec la croissance démographique.

LITTÉRATURE EMPIRIQUE

L'objectif de cette section est de vérifier si les études empiriques appuient les conclusions de la théorie concernant les relations entre la croissance économique, la croissance de la population (fécondité) et le capital humain (l'éducation).

Ainsworth, Beegle et Nyamete (1996)

Nous n'avons pas trouvé d'étude empirique sur la relation entre l'éducation féminine et la croissance économique. Et il existe peu de littérature empirique sur la relation entre l'éducation des femmes et la fécondité. Notons, cependant qu'il est montré empiriquement par Ainsworth, Beegle et Nyamete (1996), sur quatorze pays subsahariens, qu'avec un niveau d'éducation secondaire, la femme réduit considérablement son taux de fécondité et augmente son taux d'utilisation de contraceptifs. Dans douze pays sur quatorze, en excluant l'éducation des hommes, les auteurs trouvent une relation négative et significative à 1% entre l'éducation des femmes et la fécondité. En incorporant l'éducation des hommes, six pays ont une relation significative à 1 % et deux pays ont une relation significative à 5%. Cette différence s'explique par le fait que d'avoir un enfant ne demande pas autant de temps à l'homme qu'à la femme. Ainsi, on s'attend à ce que l'éducation de l'homme n'augmente pas ou peu le coût relatif d'un enfant alors que pour une femme éduquée, ce coût relatif est plus élevé car il implique une perte ou une diminution de salaire (Becker, 1985).

Rosenzweig (1990, p. s-55) estime même qu'une augmentation de 24 % du salaire de l'homme aurait augmenté la fécondité de 16,3 % en Inde dans les années soixante.

Rosenzweig (1990)

Rosenzweig (1990) a testé empiriquement l'interrelation entre la croissance de la population et le développement économique en incluant un choc exogène technologique qui stimule la croissance économique et qui implique une réduction de la fécondité. Cette étude, réalisée sur dix ans, de 1961 à 1971, dans quarante-cinq régions de l'Inde, a examiné les effets d'une nouvelle variété de graines à haut rendement.

Les résultats indiquent que le rendement apporté par la nouvelle variété de graines a réduit la fécondité de 11,6 % , a augmenté le salaire des hommes de 24 % et celui des femmes de 12,7 % par rapport à 2,6 %, 6,4 % et 3,4 % respectivement, pour les régions qui n'utilisaient pas les nouvelles graines. De plus, cette étude a montré que la scolarisation augmentait avec la croissance économique déclenchée par un choc technologique.

Barro (1991)

L'étude empirique de Barro (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", utilise le nombre d'inscriptions scolaires comme variable instrumentale pour le capital humain et il régresse la croissance économique de 98 pays par rapport au capital initial par habitant et par rapport au capital humain comme principales variables.

Cette étude, sur 98 pays de 1960 à 1985, montre une relation positive et significative entre le capital humain initial (le taux d'inscriptions scolaires en 1960) et la croissance économique. L'étude suggère, par ailleurs, une relation négative et significative entre la fécondité et le niveau de capital humain.

Les résultats de Barro montrent également une corrélation négative et significative entre la croissance économique de 1960 à 1985 et le niveau du produit domestique brut par habitant en 1960.

Les résultats de Barro

La première régression de Barro qui nous intéresse est celle de la croissance économique de PDB par habitant de 1960 à 1985 par rapport au PDB et aux niveaux d'éducation initiaux (de 1960), les dépenses gouvernementales, les révolutions et les assassinats. Soit:

$$\text{GR6085} : \text{Cst} + \beta_1 \text{PDB60} + \beta_2 \text{SEC60} + \beta_3 \text{PRIM60} + \beta_4 \text{G/Y} + \beta_5 \text{REV} + \beta_6$$

ASS

Où:

GR6085 : La croissance du PDB par habitant de 1960 à 1985

PDB60 : Le PDB en 1960

SEC60 : Les inscriptions au secondaire en 1960

PRIM60 : Les inscriptions au primaire en 1960

G/Y : Les dépenses gouvernementales sur le PDB, en moyenne de 1970 à 1985

REV : Le nombre de révolutions ou de coups d'état de 1960 à 1985

ASS : Le nombre d'assassinats par million de personnes de 1960 à 1985

	Valeur	Écart type	R ² : 0,56
Cst =	0.0302	(0.0066)	
β1 =	- 0.0075	(0.0012)	
β2 =	0.0305	(0.0079)	
β3 =	0.0250	(0.0056)	
β4 =	-0.119	(0.028)	
β5 =	- 0.0195	(0.0063)	
β6 =	- 0.0333	(0.0155)	

Les écart-types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité par la correction de White (1980) et diffèrent peu de ceux du moindre carré ordinaire. Les données proviennent principalement de la Banque Mondiale et de Summers et Heston (1988). Barro se concentre sur le PDB de 1960 et sur les données de l'éducation, les autres variables (les dépenses gouvernementales, les révolutions et les assassinats) étant très peu corrélées avec ces données. Il conclut que le PDB initial est négativement et significativement corrélé avec la croissance économique et que les niveaux d'éducation primaire et secondaire sont positivement et significativement corrélés avec la croissance économique.

La deuxième régression d'intérêt pour nous est celle montrant une relation négative et significative entre la fécondité et le niveau d'éducation. Soit la fécondité, comme variable dépendante, par rapport aux mêmes variables indépendantes que précédemment.

$$\text{FEC} : \text{CST} + \beta_1 \text{PDB60} + \beta_2 \text{SEC60} + \beta_3 \text{PRIM60} + \beta_4 \text{G/Y} + \beta_5 \text{REV} + \beta_6 \text{ASS}$$

	Valeur	Écart type	R ² : 0,83
Cst =	5.38	(0.62)	
β1 =	- 0.093	(0.068)	
β2 =	- 2.62	(0.67)	
β3 =	- 1.27	(0.51)	
β4 =	0.8	(1.6)	
β5 =	- 0.31	(0.34)	
β6 =	1.65	(0.57)	

La littérature empirique confirme donc les relations théoriques entre la croissance économique, l'éducation et la fécondité. Nous pouvons maintenant examiner notre hypothèse: à savoir si l'éducation des femmes a, par elle même, une relation positive avec la croissance économique.

ANALYSE EMPIRIQUE

L'objectif de cette section est de vérifier empiriquement notre hypothèse. En nous inspirant de l'étude de Barro (1991) pour établir notre test empirique, nous établissons dans un premier temps pour nos principales variables, des relations similaires entre l'éducation et la fécondité et entre l'éducation et la croissance économique. Dans un deuxième temps, nous séparerons les variables de l'éducation pour constater l'effet spécifique de l'éducation des femmes sur la fécondité et sur la croissance économique.

Notre première régression concerne la fécondité par rapport au PDB et aux niveaux d'éducation initiaux (de 1980 dans notre échantillon). En prenant la fécondité comme variable dépendante, nous constatons une relation négative et significative à 1% entre la fécondité et l'éducation secondaire. Cependant, la même relation avec l'éducation primaire est non significative comme pour Ainsworth, Beegle et Nyamete (1996) qui trouvèrent que l'éducation secondaire seule avec la dernière année du primaire avaient une relation significative avec la fécondité. Cette différence, entre nos résultats et ceux de Barro, peut s'expliquer par le fait que nous nous concentrons sur des pays en voie de développement où la qualité de l'éducation primaire est moins stable et moins élevée que pour les pays développés qui représentent 30 % de l'échantillon de Barro et seulement 8 % de notre échantillon.

Cette régression n'implique pas d'autocorrélation des termes d'erreur car le test Durbin-Watson est significatif à 1% ¹.

Régression 1:

$$FEC_{80} = \beta_0 + \beta_1 PDB_{80} + \beta_2 ED_{PRTO80} + \beta_3 ED_{SETO80}$$

	Valeur	Écart type	t	R ² : 0,72
β_0 :	8,169	(0,640)	12,763	Durbin-Watson : 1,512
β_1 :	- 1,74E-05	(0,000)	- 0,349 ns	
β_2 :	- 1,36E-02	(0,008)	- 1,685 ns	
β_3 :	- 5,13E-02	(0,09)	- 5,925 sig. à 1%	

Notre deuxième régression reprend la fécondité comme variable dépendante par rapport aux mêmes variables indépendantes en séparant, toutefois, l'éducation secondaire (seule variable significative) selon les sexes. Les résultats obtenus par cette deuxième régression sont, principalement, non significatifs.

Régression 2:

$$FEC_{80} = \beta_0 + \beta_1 PDB_{80} + \beta_2 ED_{PRTO80} + \beta_3 ED_{SEF80} + \beta_4 ED_{SEH80}$$

	Valeur	Écart type	t	R ² : 0,71
β_0 :	7,949	(0,754)	10,537	Durbin-Watson : 1,483
β_1 :	- 7,33E-06	(0,000)	- 0,137 ns	
β_2 :	- 1,27E-02	(0,009)	1,484 ns	
β_3 :	- 3,61E-02	(0,019)	- 1,850 ns	
β_4 :	- 1,46E-02	(0,035)	- 0,712 ns	

¹ $d = 1,512 > 1,474$. Où 1,474 est le "d" critique supérieur. Donc, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse qu'il n'y a pas d'autocorrélation des termes d'erreur . Johnston, DiNardo, 1997, p 178.

La troisième régression concerne la croissance économique par habitant de 1980 à 1996 par rapport au PDB et aux niveaux d'éducation initiaux. Cette troisième régression nous donne des résultats conformes aux attentes. L'éducation secondaire est positivement et significativement corrélée avec la croissance économique, l'éducation primaire n'est pas significative pour la raison mentionnée plus haut et le PDB initial (1980) est négativement et significativement corrélé avec la croissance. Le test Durbin-Watson nous permet de ne pas rejeter l'hypothèse qu'il n'y a pas d'autocorrélation des termes d'erreur.

Régression 3:

$$VPDB_{8096} : \beta_0 + \beta_1 PDB_{80} + \beta_2 ED_{PRTO80} + \beta_3 ED_{SETO80}$$

	Valeur	Écart type	t	R ² : 0,20
β_0 :	- 0,101	(0,121)	- 0,828	Durbin-Watson : 1,823
β_1 :	- 3,09E-05	(0,000)	- 2,598 sig. à 5 %	
β_2 :	5,156E-04	(0,002)	0,340 ns	
β_3 :	4,824E-03	(0,002)	2,727 sig. à 1 %	

Par notre quatrième régression, nous arrivons au principal objectif de cette recherche. Nous séparons la variable d'éducation secondaire selon le sexe et nous obtenons comme résultats principaux que seule l'éducation secondaire des hommes a une corrélation positive et significative avec la croissance économique et que l'éducation des femmes au niveau secondaire n'a pas de relation significative avec la croissance économique. Encore une fois, le test Durbin-Watson nous permet de ne pas rejeter l'hypothèse qu'il n'y a pas d'autocorrélation des termes d'erreur.

Régression 4:

$$VPDB_{8096} = \beta_0 + \beta_1 PDB_{80} + \beta_2 ED_{PRTO80} + \beta_3 ED_{SEH80} + \beta_4 ED_{SEF80}$$

	Valeur	Écart type	t	
				R ² : 0,30
β ₀ :	- 0,251	(0,130)	- 1,922	Durbin-Watson : 1,728
β ₁ :	- 1,94E-05	(0,000)	- 1,567 ns	
β ₂ :	1,183E-03	(0,001)	0,798 ns	
β ₃ :	1,099E-02	(0,004)	3,063 sig. à 1%	
β ₄ :	-6,28E-03	(0,004)	- 1,738 ns	

Hétéroscédasticité

Il est important de s'assurer que la variance des termes d'erreur est constante sinon nous aurions un problème d'hétéroscédasticité ce qui causerait un biais dans les coefficients et rendrait les tests 'F' et 't' sans valeur.

Dans notre échantillon l'hétéroscédasticité pourrait être présente si il y avait un lien entre la croissance économique et les termes d'erreur en ce sens que plus la croissance économique est forte plus les termes d'erreur auraient une variance élevée. Après avoir effectué le test de Goldfeld-Quandt ², nous constatons qu'il n'y a pas d'hétéroscédasticité.

² Pour faire le test de Goldfeld-Quandt, nous avons trié notre échantillon selon l'ordre croissant de notre variable dépendante; la variation de la croissance économique. Puis nous avons divisé notre échantillon en trois tiers et nous avons fait une régression avec les pays du premier tiers ainsi qu'avec les pays du troisième tiers. Nous avons calculé la somme des résidus au carré des deux régressions puis, nous avons comparé le ratio de ces deux résidus (le résidu du tiers le plus élevé étant au numérateur) avec le F critique correspondant. Ce ratio étant plus petit que le F critique, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'homocédasticité.

Collinéarité entre les variables de l'éducation

Les résultats non significatifs obtenus en séparant, selon le sexe, la variable d'éducation secondaire proviennent du problème de collinéarité entre les variables d'éducation des hommes et d'éducation des femmes. Nous constatons une très forte collinéarité entre ces variables, soit: de 0,8375 au niveau primaire et de 0,9574 au niveau secondaire.

Matrice de corrélation

	ED_{PRH80}	ED_{PRF80}	ED_{SEH80}	ED_{SEF80}
ED_{PRH80}	1,000	0,8375	0,3688	0,3653
ED_{PRF80}	0,8375	1,000	0,5615	0,6409
ED_{SEH80}	0,3688	0,5615	1,000	<u>0,9574</u>
ED_{SEF80}	0,3653	0,6409	<u>0,9574</u>	1,000

Par définition, la collinéarité, dans notre cas, signifie que les variables d'éducation des hommes comme des femmes suivent la même tendance, ce qui implique qu'il y a peu d'information pour estimer leurs coefficients respectifs. Ces coefficients demeurent cependant "BLUE" mais ont une variance plus grande à cause de la collinéarité. La variance, de ces variables fortement corrélées, est principalement commune et il y a peu de variation unique à chacune de ces variable. En conséquence, la régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) possède peu d'information pour estimer les coefficients. Plus forte est la collinéarité, moins l'information est disponible, plus grande est la variance et plus petit sera l'intervalle de confiance ³.

³ Kennedy, P. 1997 p 176-178

Pour diminuer la collinéarité, nous avons pris la variation sur cinq ans de notre variable principale, soit les inscriptions des hommes et des femmes au niveau secondaire. Quoique la collinéarité diminue, elle demeure, cependant, très forte avec une valeur de 0,8053.

Confrontés à cette collinéarité persistente, nous avons choisi d'accepter les résultats tel quels considérant que le R^2 de la régression avec la variable de l'éducation secondaire séparée selon le sexe (soit 0,30) est plus grand que le R^2 de la troisième régression (soit 0,20) où la variable d'éducation secondaire combine les hommes et les femmes. Ainsi, nous pouvons déduire que notre régression avec les variables séparées explique plus la croissance économique que celle avec les variables combinées. De plus, comme le souligne Blanchard (1987, p. 449), la collinéarité est un acte de Dieu et non pas une erreur de la technique statistique et doit, par conséquent, être acceptée.

Quoique nous ne puissions pas préciser la relation spécifique entre l'éducation des femmes et la croissance économique. Nous avons, cependant, confirmé les attentes à savoir qu'il y a une corrélation positive et significative à 1%, entre l'éducation de niveau secondaire d'une population et la croissance économique. Nous pouvons maintenant tenter d'établir s'il y a une causalité au sens de Granger entre l'éducation de niveau secondaire et la croissance économique.

La causalité au sens de Granger

Une simple corrélation entre deux variables est insuffisante pour déterminer une causalité car cette corrélation est symétrique, en ce sens que, si X est corrélé avec Y ou si X est expliqué par Y, il est aussi vrai que Y est corrélé avec X et que Y peut-être expliqué par X. Il est donc généralement entendu qu'une causalité implique une relation asymétrique. Cette asymétrie est introduite soit par un aspect de contrôlabilité, soit par une théorie pertinente, soit par un facteur exogène ou soit par une priorité temporelle. La causalité au sens de Granger fait partie de cette dernière catégorie ⁴.

La causalité au sens de Granger cherche à savoir si les valeurs antérieures d'une variable améliorent l'explication de l'autre variable. Pour ce faire, nous régressons une variable par rapport à ses valeurs passées et par rapport aux valeurs passées et à la valeur présente de l'autre variable. Puis, nous régressons l'autre variable par rapport à ses valeurs passées et par rapport aux valeurs passées et à la valeur présente de la première variable. Nous vérifions ensuite si les tests F sont significatifs. Pour avoir une causalité au sens de Granger, le test F d'une régression doit être significatif alors que le test F de l'autre régression ne doit pas être significatif. Si les deux tests F sont significatifs, nous aurions une relation symétrique et si les deux tests F ne sont pas significatifs, nous n'aurions pas de causalité.

⁴ Palgrave Economic Dictionary, Vol. 2, p 381.

La régression suivante:

$$PDB_{95} : PDB_{90}, PDB_{85}, PDB_{80}, ED_{SETO95}, ED_{SETO90}, ED_{SETO85}, ED_{SETO80}$$

examine la relation entre le PDB de 1995 et ses valeurs retardées ainsi que la valeur présente et les valeurs retardées de l'éducation secondaire de la population. Nous constatons que le test F (284,499) est significatif à 1% et que le test de Durbin Watson

(1,798) nous permet de conclure qu'il n'y a pas de corrélation entre la variable dépendante et ses valeurs retardées ⁵ .

La deuxième régression:

$$ED_{SETO95} : PDB_{95}, PDB_{90}, PDB_{85}, PDB_{80}, ED_{SETO90}, ED_{SETO85}, ED_{SETO80}$$

examine la relation entre l'éducation secondaire en 1995 et ses valeurs retardées, la valeur présente et les valeurs retardées du PDB. Nous constatons dans ce cas que le test F (0,988) est non-significatif et le test de Durbin Watson (2,381) nous permet de conclure encore une fois qu'il n'y a pas de corrélation entre la variable dépendante et ses valeurs retardées⁴ .

Nous pouvons donc conclure que l'éducation secondaire de la population est l'un des facteurs qui cause, au sens de Granger, la croissance économique d'un pays.

⁵ Notons qu'il n'est pas surprenant de constater que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse qu'il n'y ait pas de corrélation entre les variables dépendantes et leurs valeurs retardées car nos données sont prises tous les cinq ans. Ainsi on peut comprendre que la croissance économique de 1995 des PVD ne soit pas corrélée avec leur croissance de 1990 car des facteurs d'instabilité propres aux PVD ont influencé leur croissance économique. Par exemple, la crise du peso en 1993 a nuit à la croissance économique des pays d'Amérique Latine.

CONCLUSION

Dans ce rapport de recherche, nous avons vérifié empiriquement notre hypothèse à savoir si l'éducation des femmes influence positivement la croissance économique. Notre hypothèse est fondée sur des travaux théoriques et empiriques antérieurs qui montrent que cette hypothèse est plausible. En nous basant sur le modèle de Barro (1991), nous avons testé notre hypothèse empiriquement, sur dix-sept années (de 1980 à 1996) et sur quarante-huit pays.

Premièrement, en reproduisant l'expérience de Barro (1991), nous avons obtenus des résultats similaires aux siens. Ainsi, en régressant la fécondité comme variable dépendante, nous constatons une relation négative et significative (1%) entre l'éducation secondaire et la fécondité. Et en prenant la croissance économique par habitant comme variable dépendante, nous obtenons des résultats conformes aux attentes soit que le niveau d'éducation secondaire est corrélé positivement et significativement (1%) avec la croissance économique. Nos résultats vérifient également la relation négative et significative (5%) entre le produit domestique brut du début de la période (1980) et la croissance économique subséquente (1980 à 1996). Il faut noter que nos résultats soulignent la relation significative entre l'éducation secondaire et nos deux variables dépendantes (croissance et fécondité) alors que l'éducation primaire n'a pas de relation significative avec nos variables dépendantes.

Nous supposons que cette différence s'explique par le fait que notre échantillon est concentré sur des pays en voie de développement où la qualité de l'éducation primaire est moins stable et moins élevée que pour les pays développés qui représentent 30 % de l'échantillon de Barro (1991).

L'objectif de cette recherche étant d'examiner l'influence spécifique de l'éducation des femmes sur la croissance économique, nous avons séparé le niveau d'éducation secondaire selon le sexe des étudiants pour constater cet effet spécifique. Nous obtenons comme principal résultat que l'éducation des femmes au niveau secondaire n'a pas de relation significative avec la croissance économique. Seule l'éducation secondaire des hommes a une relation positive et significative (1 %) avec la croissance économique. Ces résultats surprenants sont principalement dûs à la collinéarité très élevée entre l'éducation des hommes et des femmes. Malgré nos efforts pour essayer de diminuer cette forte collinéarité nous avons toujours obtenu des résultats similaires.

Notre deuxième objectif était de déterminer s'il y a une causalité au sens de Granger entre la croissance économique et l'éducation secondaire. Les tests appropriés nous indiquent qu'il y a causalité, au sens de Granger, en ce sens que l'éducation secondaire est un facteur qui cause la croissance économique.

Ce rapport de recherche laisse certaines questions en suspend qui pourraient servir de points de départ à d'autres recherches. Par exemple, puisqu'il y a une forte collinéarité entre l'éducation des femmes et des hommes, le ratio des inscriptions scolaires des deux sexes pourraient servir de variable révélatrice du rôle de la femme éduquée dans les PVD. Également, une étude sur les possibilités d'emploi pour les femmes dans ces pays pourrait s'avérer utile pour comprendre l'importance de l'éducation des femmes et les efforts des parents à éduquer leurs filles.

BIBLIOGRAPHIE

- Ainsworth, M., Beegle, K., Nyamete, A., "The Impact of Women's Schooling on Fertility and Contraceptive Use: A Study of Fourteen Sub-Saharan African Countries", *The World Bank Economic Review*, vol. 10, no 1, 1996, p. 85-122.
- Barro, R. "Economic Growth in a cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, p 422 - 425.
- Becker, G. S. "Human Capital, Effort and Sexual Division of Labor", *Journal of Litterature Economics*, 1985, p. s33 - s58.
- Becker, G. S., K. M. Murphy et R. Tamura, "Human Capital, Fertility and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 1990, p. s12 - s37.
- Blanchard, O. J., "Comment", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1987, p. 449-451.
- Boserup, E. "Obstacles to Advancement of Women during Development". Dans *Investment in Women's Human Capital*, sous la direction de Paul Schultz.
- Caldwell, J.C., Reddy, P.H., et Caldwell, P., "The Cause of Marriage Change in South India", *Population Studies*. 1983, p. 343 - 361.
- Cass, D., "Optimum Growth in an Aggragative Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, vol. 32, 1965, p 233-40.
- Deolalikar, A. "Gender Differences in the Returns to Schooling and in School Enrollment Rates in Indonesia". Dans *Investment in Women's Human Capital*, sous la direction de Paul Schultz. The University of Chicago Press, 1995, p 273 - 303.

- Dharmalingam, A. "Economics of Marriage Change in a South Indian Village".
Development and Change, vol. 25, 1994, p. 569 - 590.
- Galor, O et Weil, D. N., "The Gender Gap, Fertility and Growth", *American Economic Review*, vol. 86, 1996, p. 374 - 387.
- Johnston, J., DiNardo, J., *Econometrics Methods*, McGraw-Hill Companies Inc.
New-York, 1997, p 178-182.
- Kennedy, P. *A Guide to Econometrics*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
1997, p 176-186.
- Koopmans, T. C., "On the Concept of Optimal Economic growth, *The Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdam, 1965.
- Mankiw, N.G., Romer, D et Weil, D. N. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of economics*, vol. 107, 1992, p. 407-437.
- Odaga, A., et Heneveld, W., *Les filles et l'école en Afrique Subsaharienne*.
Banque mondiale no. 298 F, 1996.
- Palgrave Economic Dictionary, vol. 2, 1997, p 380-382.
- Parish, W. L. et Willis, R. J., "Daughters, Education and Family Budget, Taiwan Experience". Dans *Investment in Women's Human Capital*, sous la direction de Paul Schultz. The University of Chicago Press, 1995, p 239-272.
- Pitt, M. M., Rosenzweig, M. R. et Hassan, N., "Productivity, Health, and Inequality in the Intrahousehold Distribution of Food in Low-Income Countries", *The American Economic Review*, vol. 80, 1990, p. 1139 - 1156.
- Rao, V., "The rising Price of Husbands: A Hedonic Analysis of Dowry Increases in Rural India", *Journal of Political Economy*, vol. 101, no. 4, 1993, p. 666 - 77.

- Romer, P. M., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, vol. 98, 1990, p S 71-S 102.
- Rosenzweig, M. R., "Population Growth and Human Capital Investments", *Journal of Political Economy*, vol.98, no 5. 1990, p. s-55.
- Roy, K. C., Blomqvist, H. et Tisdell, C. A., Economic Development and Women: An Overview of Issues. Dans *Economic Development and Women in the World Community*, sous la direction de Roy, K. C., Blomqvist, H. et Tisdell, C. A., Praeger Publishers, 1996, p 1 - 24.
- Schultz, T. P., Investments in Schooling and Health of Women and Men: Quantities and Returns, *Journal of Human Resources*, vol. 28, no 4, p. 31. Dans *Investment in Women's Human Capital*, sous la direction de Paul Schultz. The University of Chicago Press. 1993.
- Solow, R. M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, 1956, p 65 - 94.

ANNEXE : DONNÉES ET VARIABLES

Les données utilisées proviennent de la Banque mondiale:
"World Development indicators, 1998"¹.

Pays

Algérie, Argentine, Australie, Autriche, Bangladesh, Brésil, Bulgarie, Cameroun, Canada, Chili, Chine, Colombie, Côte d'Ivoire, Egypte, El Salvador, Finlande, Gabon, Ghana, Grèce, Guatemala, Haïti, Honduras, Hongrie, Inde, Indonésie, Irlande, Kenya, Corée du Sud, Madagascar, Mali, Mauritanie, Mexique, Maroc, Népal, Nicaragua, Pakistan, Panama, Pérou, Philippines, Arabie Saoudite, Sénégal, Thaïlande, Tunisie, Turquie, Uruguay, Vénézuéla, Zimbabwe.

Définition des variables

FEC_{80} : Le taux de fécondité en 1980 est le nombre d'enfants nés pour chaque femme si elle vivait jusqu'à la fin de ses années de fertilité, selon les critères de la Banque mondiale.

ED_{PRTO80} : Le ratio du nombre d'enfants inscrits au primaire sur le nombre d'enfants en âge d'être officiellement inscrits selon le système d'éducation.

ED_{SETO80} : Le ratio du nombre d'enfants inscrits au secondaire sur le nombre d'enfants en âge d'être officiellement inscrits selon le système d'éducation.

ED_{SEF80} : Le ratio du nombre de filles inscrites au secondaire sur le nombre de filles en âge d'être officiellement inscrites selon le système d'éducation.

ED_{SEH80} : Le ratio du nombre de garçons inscrits au secondaire sur le nombre de garçons en âge d'être officiellement inscrits selon le système d'éducation.

PDB_{80} : Produit domestique brut par habitant converti en dollar international selon les taux de parité du pouvoir d'achat. Le PDB mesure la production totale des biens et services de l'économie sur le territoire du pays.

$VPDB_{8096}$: La croissance du PDB, telle que définie ci-dessus, pour la période allant de 1980 à 1996. Cette croissance est calculée selon la moyenne harmonique pour prendre en compte les fluctuations qu'a connues l'économie durant cette période.

Regression 1

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,850 ^a	,722	,702	1,0044	1,512

a. Predictors: (Constant), SETO80, PRTO80, PDBT80

b. Dependent Variable: FEC80

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	110,090	3	36,697	36,376	,000 ^a
	Residual	42,371	42	1,009		
	Total	152,461	45			

a. Predictors: (Constant), SETO80, PRTO80, PDBT80

b. Dependent Variable: FEC80

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	8,169	,640		12,763	,000
	PDBT80	-1,74E-05	,000	-,037	-,349	,729
	PRTO80	-1,36E-02	,008	-,165	-1,685	,099
	SETO80	-5,13E-02	,009	-,725	-5,925	,000

a. Dependent Variable: FEC80

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	1,5112	7,3943	4,6707	1,5641	46
Residual	-1,8133	2,2582	-2,28E-15	,9703	46
Std. Predicted Value	-2,020	1,741	,000	1,000	46
Std. Residual	-1,805	2,248	,000	,966	46

a. Dependent Variable: FEC80

Regression 2

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,835 ^a	,697	,674	1,0515	1,383

a. Predictors: (Constant), SEH80, PDBT80, SEF80

b. Dependent Variable: FEC80

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	101,817	3	33,939	30,695	,000 ^a
	Residual	44,228	40	1,106		
	Total	146,044	43			

a. Predictors: (Constant), SEH80, PDBT80, SEF80

b. Dependent Variable: FEC80

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	6,987	,394		17,722	,000
	PDBT80	6,794E-06	,000	,015	,127	,899
	SEF80	-4,49E-02	,019	-,688	-2,382	,022
	SEH80	-1,23E-02	,021	-,163	-,595	,555

a. Dependent Variable: FEC80

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	1,1949	6,6188	4,6548	1,5388	44
Residual	-2,1253	1,8285	-7,17E-16	1,0142	44
Std. Predicted Value	-2,248	1,276	,000	1,000	44
Std. Residual	-2,021	1,739	,000	,964	44

a. Dependent Variable: FEC80

Regression 3

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,443 ^a	,197	,138	,1869	1,823

a. Predictors: (Constant), SETO80, PRTO80, PDBT80

b. Dependent Variable: VPDB8096

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,351	3	,117	3,344	,028 ^a
	Residual	1,433	41	3,494E-02		
	Total	1,783	44			

a. Predictors: (Constant), SETO80, PRTO80, PDBT80

b. Dependent Variable: VPDB8096

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,101	,121		-,828	,412
	PDBT80	-3,09E-05	,000	-,548	-2,598	,013
	PRTO80	5,156E-04	,002	,057	,340	,736
	SETO80	4,824E-03	,002	,628	2,727	,009

a. Dependent Variable: VPDB8096

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-,1956	,2527	2,733E-02	8,925E-02	45
Residual	-,3439	,4778	-1,14E-17	,1804	45
Std. Predicted Value	-2,498	2,525	,000	1,000	45
Std. Residual	-1,840	2,556	,000	,965	45

a. Dependent Variable: VPDB8096

Regression 4

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,550 ^a	,302	,229	,1791	1,728

a. Predictors: (Constant), SEF80, PRTO80, PDBT80, SEH80

b. Dependent Variable: VPDB8096

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,528	4	,132	4,116	,007 ^a
	Residual	1,219	38	3,208E-02		
	Total	1,747	42			

a. Predictors: (Constant), SEF80, PRTO80, PDBT80, SEH80

b. Dependent Variable: VPDB8096

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,251	,130		-1,922	,062
	PDBT80	-1,94E-05	,000	-,341	-1,567	,125
	PRTO80	1,183E-03	,001	,130	,798	,430
	SEH80	1,099E-02	,004	1,326	3,063	,004
	SEF80	-6,28E-03	,004	-,877	-1,738	,090

a. Dependent Variable: VPDB8096

Residuals Statistics^a

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-,2531	,2492	3,296E-02	,1121	43
Residual	-,3077	,4054	-2,58E-18	,1704	43
Std. Predicted Value	-2,551	1,928	,000	1,000	43
Std. Residual	-1,718	2,263	,000	,951	43

a. Dependent Variable: VPDB8096

