

L'accumulation du capital humain : modèle théorique et évaluation dans le cas de la Tunisie

Ahmed BELLAKHDHAR*

Résumé - Les études empiriques utilisant le capital humain sont sensibles à la manière dont il est mesuré et amènent parfois des résultats divergents. Comme causes invoquées, l'utilisation du nombre moyen d'années d'étude comme proxy du capital humain ou encore l'ignorance de la qualité de l'éducation. En ce sens, nous proposons un modèle théorique d'accumulation de compétences qui intègre simultanément les aspects quantitatifs et qualitatifs de l'éducation et qui tient compte d'un rendement scolaire décroissant. Ce modèle est utilisé pour estimer un modèle structuré de type Macro-Mincer intégrant aussi l'expérience professionnelle. Comme application, nous avons pris le cas de l'économie tunisienne sur la période 1976-2010. Les résultats empiriques obtenus montrent que la négligence de la dimension qualité mène à un effet positif non statistiquement significatif du nombre moyen d'années d'étude et que le taux de rendement social associé est surestimé. Par contre, l'estimation d'un modèle qui intègre sous une certaine forme les deux aspects de l'éducation, qualité et quantité, montre que leurs effets sont statistiquement significatifs.

Classification JEL

C51, H52, J24

Mots-clés

Accumulation de capital humain
Qualité de l'éducation
Taux de rendement scolaire
Modèle Macro-Mincer
Tunisie

* Institut Supérieur de Gestion de Tunis ; bellakhadar@yahoo.fr

1. INTRODUCTION

Le capital humain peut être défini comme « l'ensemble des compétences, qualifications et autres capacités possédées par un individu à des fins productives. Il peut être inné ou s'acquérir durant le cursus scolaire, universitaire ou au cours d'expériences professionnelles, par la transmission de savoirs et qualifications » (Simonnet, 2003). Dans cette logique, les investissements éducatifs peuvent être évalués, comme tout autre investissement, en termes de taux de rendement. Pour les individus, l'éducation peut permettre d'améliorer leur productivité, d'augmenter leurs revenus et leurs chances d'employabilité.

Malgré les efforts de formulation théorique d'un modèle d'accumulation de capital humain, le manque de précision dans les indicateurs mesurant le capital humain a été souligné et pose de sérieuses difficultés méthodologiques. L'utilisation du nombre moyen d'années d'étude comme proxy du capital humain et l'ignorance des aspects qualitatifs de l'éducation constituent les principales critiques qui ont été évoquées. Pour mieux comprendre les mécanismes régissant le lien entre l'éducation, l'accumulation de savoir et la croissance économique en général, il est donc requis de donner une définition adéquate du capital humain. Quelle est la spécification théorique la plus cohérente qui retrace le processus d'accumulation des compétences ? Est-ce que les moyens plus ou moins accordés à la formation du capital humain par les politiques publiques jouent un rôle particulier ?

Dans cet article, notre démarche consiste à formuler dans un premier temps un modèle théorique sur la relation éducation/croissance qui intègre à la fois la dimension qualité et la dimension quantité du capital humain. Cette formulation théorique est par la suite utilisée pour élaborer un modèle empirique de type « Macro-Mincer » intégrant de plus l'expérience professionnelle. Une application est donnée dans le cas de l'économie tunisienne sur la période allant de 1976 à 2010. Le paramètre fondamental à estimer est le taux de rendement scolaire. Il constitue l'élément principal dans l'évaluation empirique de capital humain. Pour tester à quel niveau la variable qualité d'éducation considérée est déterminante dans l'évaluation du rendement scolaire, deux modèles alternatifs seront estimés : le premier est formulé sans tenir compte de la dimension qualité et le deuxième intègre les deux aspects quantitatifs et qualitatifs de l'éducation. Le but est d'évaluer les impacts directs de la quantité (nombre moyen d'années d'éducation) et de la qualité (à travers les ressources financières engagées par les pouvoirs publics) de l'éducation, ainsi que leur effet global sur le rendement de l'investissement en capital humain.

Le présent article est structuré comme suit. La section 2 présente le modèle théorique d'accumulation de capital humain. Dans une section 3, le modèle empirique est estimé. La section 4 analyse l'évolution du rendement scolaire au cours du temps et ses déterminants. La dernière section conclut.

2. MODÈLE D'ACCUMULATION DE CAPITAL HUMAIN

Les études empiriques montrent qu'un rapport positif entre le capital humain et la croissance économique n'est pas toujours validé. Le manque de consensus empirique est lié principalement à l'absence d'une définition adéquate et à une évaluation imprécise du capital humain. Pour surmonter ces insuffisances, on essaie de développer un modèle théorique d'accumulation de compétences qui intègre les aspects quantitatifs et qualitatifs de l'éducation et qui tienne compte du rendement scolaire décroissant. La spécification retenue propose une mesure agrégée du capital humain à travers l'estimation d'un modèle empirique structuré de type Macro-Mincer comme chez Soto (2006) et Krueger et Lindahl (2000).

2.1. Spécification du modèle théorique

On considère le cas d'un individu (ménage) représentatif à durée de vie infinie, dont les préférences sont représentées par une fonction d'utilité qui dépend de sa consommation c . Cette fonction d'utilité est de type Ramsey à élasticité de substitution intertemporelle constante (σ^{-1}), avec $\sigma \neq 1$. Le taux de préférence pour le présent est paramétré par ρ .

$$\int_0^{\infty} \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt, \quad \rho > 0 \quad (1)$$

Ce ménage détient des actifs indiqués par la variable a . Il choisit son niveau d'épargne, sa consommation c , la part du temps consacrée à l'éducation u_h et ses dépenses scolaires privées \bar{D} afin de maximiser sa fonction d'utilité, sous la contrainte d'accumulation de son capital humain et de son budget. Le capital humain est accumulé suivant la fonction suivante :

$$\dot{h} = B(u_h h)^\vartheta \bar{D}^{1-\vartheta} \quad (2)$$

où h est le niveau du capital humain par travailleur et \dot{h} sa variation. B est le paramètre reflétant l'efficacité de la « reproduction des savoirs ». Le paramètre ϑ est supposé positif et inférieur à l'unité. On remarque que ce modèle d'accumulation prend la forme mathématique d'une équation différentielle de Bernoulli. Par hypothèse, le temps disponible est normalisé à l'unité. Une fraction u_h du temps est consacrée à la formation, $0 < u_h < 1$, et le complément $(1 - u_h)$ à d'autres activités. Dans la pratique, la valeur empirique de la fraction u_h est non observée directement. Elle est souvent modélisée par le nombre moyen d'années d'étude atteint dans une économie S divisé par l'espérance de vie à la naissance L_e soit $u_h \approx (S/L_e)$.

À chaque période, on suppose que l'actif total du ménage est la somme du salaire réel après impôt, $(1 - \tau_w)w(1 - u_h)h$, et des encaisses financières nettes d'impôt obtenues à la fin de période, $[(1 - \tau_k)r]a$. Le ménage répartit ses ressources entre consommation privée, dépenses scolaires et épargne. Sa contrainte budgétaire est donnée par l'équation suivante :

$$\dot{a} = (1 - \tau_k)ra + (1 - \tau_w)w(1 - u_h)h - c - (1 - s_d)\bar{D} \quad (3)$$

où \dot{a} est l'épargne restante, r est le taux d'intérêt réel et w le salaire réel par unité de capital humain. Dans ce modèle, on suppose que l'Etat peut intervenir pour subventionner les dépenses scolaires privées à un taux s_d et financer ses dépenses publiques en éducation. Ses ressources principales proviennent de la taxation des salaires des ménages à un taux τ_w et de la taxation des revenus du capital à un taux τ_k . Les données empiriques sur la Tunisie montrent que les deux types de dépenses scolaires (privées et publiques) sont en moyenne proportionnelles. On suppose alors une relation linéaire entre les deux variables définie comme suit : $D_{priv} \approx \ell D_{pub}$, où ℓ est une constante positive.

Soit g_x le taux de croissance d'une variable x , $g_x = \dot{x}/x$ et x_0 sa valeur initiale. La résolution de l'équation différentielle (2) et du programme de maximisation d'utilité dans la logique d'optimisation aboutit aux solutions suivantes :

$$\begin{cases} \log h = \log h_0 + B \left(\ell \times \frac{u_y}{u_h} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^{1-\vartheta} u_h & (5) \\ g_h = \vartheta B (1 - \alpha)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1-\vartheta} u_h & (6) \end{cases}$$

La subvention de l'éducation s_d favorise l'accumulation des compétences, par contre le taux d'impôt τ_w exerce un impact négatif. Ces résultats sont confirmés par différentes études empiriques (Hanushek et Kimko, 2000 ; Pritchett, 2001 ; Soto, 2006 ; Chenu, 2016).

Dans l'évaluation du capital humain, le taux de rendement scolaire reste l'ingrédient principal. Il mesure l'impact marginal d'une année d'étude sur le revenu moyen (*généralement approximé par le PIB par travailleur*). Les travaux empiriques réalisés à ce niveau montrent que cet effet marginal est décroissant. Dans notre cas, on note le taux de rendement scolaire par $\hat{\rho}(S)$. Il est exprimé par :

$$\hat{\rho}(S) = \frac{d \log(y)}{dS} \approx \frac{d \log(h)}{dS} = \vartheta B (\ell \times L_e \times u_y)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0}\right)^{1-\vartheta} \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} S^{\vartheta-1} \quad (7)$$

Étant donné que le paramètre ϑ est positif et inférieur à l'unité, on déduit alors que le taux de rendement marginal est décroissant en fonction du nombre moyen d'années d'étude (*Indicateur de la quantité d'éducation*) et croissant en fonction de la part des dépenses scolaires publiques dans le PIB (*indicateur macroéconomique de l'effort quantitatif fourni par un pays afin d'améliorer la qualité de son enseignement*) (Dessus, 2000). L'effet global est la résultante des deux effets quantité et qualité d'éducation.

En se basant sur les résultats précédents, il est possible de réexprimer le taux de croissance du capital humain comme suit :

$$g_h = \frac{d \log(h)}{dt} \approx \frac{\log(h_t) - \log(h_0)}{\Delta t} = \underbrace{\vartheta B \left(\ell \times \frac{u_y}{u_h}\right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0}\right)^{1-\vartheta} \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta}}_{\alpha_h} u_h \quad (8)$$

Ceci implique que

$$\alpha_h \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} = \vartheta B (1 - \alpha)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta}\right)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d}\right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0}\right)^{1-\vartheta} \approx \text{Constante} \quad (9)$$

Ce résultat nous permet de définir le niveau du capital humain éducatif dans une économie en fonction de variables agrégées comme suit :

$$H = H_0 \times e^{\alpha_h \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} S} \quad (10)$$

où H est le niveau agrégé de capital humain éducatif, S est le nombre moyen d'années d'étude et $\left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)$ est la part des dépenses scolaires publiques dans le PIB. α_h est le taux de rendement d'une année d'étude corrigée par l'indice qualité. C'est le paramètre principal à estimer. Cette spécification théorique sert de base à la construction d'un modèle empirique structuré qui permet d'évaluer le capital humain à partir des données disponibles. L'estimation de ce modèle macroéconomique d'accumulation des compétences permet de saisir les externalités associées au capital humain.

2.2. Construction du modèle économétrique et méthode d'estimation

La construction du modèle empirique s'appuie sur les méthodes adoptées notamment par Mincer (1974), Klenow & Rodriguez Clare (1997), Hall & Jones (1999), Bils & Klenow (2000), Pritchett (2001) et Aiyar & Feyrer (2002). Une des hypothèses de base du modèle standard de capital humain est que les salariés sont rémunérés à leur productivité marginale et que celle-ci augmente avec le stock de connaissances accumulées. Le bénéfice net marginal d'une année de scolarisation

peut alors être estimé à partir du revenu des individus selon leur niveau d'éducation. Il est supposé constant, indépendamment du moment et du système éducatif existants.

Mais certaines critiques sont à adresser à cette hypothèse. Le taux de rendement d'une année d'étude n'est pas constant mais peut être variable avec le niveau scolaire selon le niveau de développement (Barro et Lee, 2010). Les résultats de Pritchett (2003) et Soto (2006) montrent également que lorsque les pays sont pris comme homogènes en termes de qualité d'éducation, le taux de rendement moyen de Mincer est dans la plupart des cas surestimé. Le coefficient associé au nombre d'années d'étude dans les équations de régression traditionnelles de Mincer peut ainsi inclure les deux effets de la quantité et de la qualité d'éducation.

Tableau 1. Processus d'évaluation par étape du capital humain

1	<ul style="list-style-type: none"> Collecte des données disponibles sur les principales variables de modèle $\left[y, S, \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right), L_e \text{ et } Exp \right]$
2	<ul style="list-style-type: none"> Évaluation empirique du paramètre ϑ par l'estimation du modèle $S \left(\frac{D_{pub}}{Y}, L_e; \vartheta \right) = \mu_0 - \vartheta L_e \log \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right) + \varepsilon \Rightarrow (\hat{\vartheta} = ?)$
3	<ul style="list-style-type: none"> Construction de la variable DYVS sachant $(S, D_{pub}/Y \text{ \& } \hat{\vartheta})$ $DYVS \left(S, \frac{D_{pub}}{Y}, \hat{\vartheta} \right) = \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^{1-\hat{\vartheta}} S$
4	<ul style="list-style-type: none"> Introduction de DYVS dans le modèle principal et estimation de $(\alpha_h, \alpha_2, \alpha_3)$ $\log \left(\frac{y}{y_0} \right) = \alpha_h DYVS + \alpha_2 Exp + \alpha_3 Exp^2 + \varepsilon \Rightarrow (\hat{\alpha}_h = ? \hat{\alpha}_2 = ? \hat{\alpha}_3 = ?)$
5	<ul style="list-style-type: none"> Construction du stock de capital humain par travailleur h $\log h = \log h_0 + \hat{\alpha}_h \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^{1-\hat{\vartheta}} S + \hat{\alpha}_2 Experience + \hat{\alpha}_3 (Experience)^2$

Par comparaison à la spécification standard de Mincer, limitée aux données microéconomiques, l'estimation d'un modèle macroéconomique permet de comprendre comment l'éducation agit globalement sur l'économie et avec quelle ampleur. Elle peut aider à la formulation de politiques éducatives globales en allant au-delà des évaluations de rentabilité microéconomique. Pour mieux comprendre les mécanismes régissant le lien entre l'éducation, l'accumulation de savoir et la croissance économique en général, il est donc fondamental de savoir à quel niveau la correction par l'indice de qualité d'éducation peut améliorer la significativité du coefficient associé au nombre moyen d'années d'étude. Est-ce que l'impact de la qualité d'éducation sur le rendement scolaire est positif? Quelle est l'importance de l'apprentissage postsecondaire dans l'accumulation des connaissances, dans notre cas d'étude en Tunisie?

Nous retenons comme modèle empirique à estimer un modèle macroéconomique structuré de type Macro-Mincer qui modélise la relation entre le taux de croissance du PIB par travailleur et le nombre d'années d'étude corrigé par la qualité d'éducation. Ce modèle intègre en plus l'expérience professionnelle et son carré pour tenir compte de l'importance de l'apprentissage dans l'accumulation des connaissances. La forme quadratique permet une représentation de la concavité du

profil des gains dus à l'investissement postscolaire en capital humain, c'est-à-dire des taux de rendement décroissants.

$$\log\left(\frac{y}{y_0}\right) = \alpha_h \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} S + \alpha_2 Experience + \alpha_3 (Experience)^2 + \varepsilon \quad (11)$$

où y est le niveau de PIB par travailleur au coût des facteurs à prix constant, y_0 est le niveau de production par travailleur d'un actif ayant un capital humain éducatif nul et sans expérience professionnelle, ε est le terme d'erreur. Ainsi, la division par rapport à y_0 permet de détecter l'impact spécifiquement lié à la compétence (éducation et formation professionnelle). Les variables $y, S, \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)$ et $(Experience)$ sont établies à partir des bases de données disponibles. Les différents paramètres $(\alpha_h, \alpha_2, \alpha_3)$ vont être estimés à partir du modèle empirique qui prend la forme économétrique suivante :

$$\log\left(\frac{y}{y_0}\right) = \alpha_h DYVS + \alpha_2 Exp + \alpha_3 Exp2 + \varepsilon \quad (12)$$

Dans cette équation, les variables explicatives sont (i) le niveau de scolarité corrigé par la qualité d'éducation (analytiquement exprimé par $\left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} S$) et indiqué par $DYVS$, (ii) l'expérience professionnelle et son carré indiqués respectivement par les variables Exp et $Exp2$. Pour obtenir la valeur de la variable $DYVS$, on a besoin d'établir dans un premier temps une évaluation du poids ϑ suivant les données disponibles. Pour cela, on a adopté une méthode économétrique similaire à celle utilisée par Bils et Knelow (2000) et Schoellman (2011). Le modèle empirique obtenu prend la forme générale suivante (voir Annexe) :

$$S = \mu_0 + \mu_1 L_e \log\left(\frac{D_{pub}}{Y}\right) + \varepsilon \quad (13)$$

Il s'agit d'une équation de régression qui relie le niveau scolaire optimal à la qualité d'éducation. ε désigne le terme d'erreur, μ_0 est un terme constant et μ_1 est l'estimateur de $(-\vartheta)$ tel que $(\vartheta = -\hat{\mu}_1)$. Une fois les différents éléments du modèle obtenus, il devient possible de construire le stock de capital humain par travailleur défini par la relation suivante :

$$\log h = \underbrace{\log h_0}_{\text{Capital Initial}} + \underbrace{\alpha_h \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} S}_{\text{Capital Educatif}} + \underbrace{\alpha_2 Experience + \alpha_3 (Experience)^2}_{\text{Capital par Expériences Professionnelle}} \quad (14)$$

Cette spécification montre que le capital humain total est la somme d'un capital initial, d'un capital éducatif et d'un capital-compétence généré par l'expérience professionnelle sur le marché du travail. Le premier type de capital revêt des formes diverses. Le capital éducatif représente l'ensemble des compétences acquises par l'investissement en éducation et nécessite une attention particulière. Le tableau 1 résume le processus d'évaluation du capital humain étape par étape.

Dans ce qui suit, on va présenter les variables du modèle, les estimations empiriques nécessaires et interpréter les résultats obtenus.

3. ÉVALUATION DU CAPITAL HUMAIN

3.1. Évaluation du poids de la qualité d'éducation

Dans notre analyse, la valeur du paramètre ϑ est déterminante. En effet, pour une valeur égale à l'unité la dimension qualité d'éducation est ignorée, le taux de rendement scolaire est constant comme chez Lucas (1988). Dans ce cas, la plupart des résultats empiriques trouvés sont non convaincants et parfois contradictoires.

Van Leeuwen (2007), Földvári et van Leeuwen (2005), Krueger et Lindah (2001), Schoellman (2011) et Paltrinieri (2013) ont montré que le taux de rendement scolaire est variable au cours du temps. Il peut connaître des phases de croissance, de décroissance ou de stabilité.

Le paramètre ϑ est supposé positif et inférieur à l'unité. Nos résultats théoriques obtenus dans le cadre de ce modèle montrent l'existence d'un effet quantité microéconomique (où le taux de rendement privé est décroissant avec le nombre moyen d'années d'étude) accompagné d'un effet macroéconomique positif exercé par la qualité d'éducation sur le taux de rendement scolaire. L'importance de l'effet global dépend du poids relatif de chacun de ces deux effets. De manière précise, l'importance de l'effet global dépend étroitement de la valeur de ϑ . Pour estimer ce paramètre, le modèle empirique utilisé prend la forme générale suivante :

$$S = \mu_0 - \vartheta L_e \log DY + \varepsilon \quad (15)$$

Dans cette équation de régression, la variable expliquée est le nombre moyen d'années d'étude de la population âgée de 15 ans et plus. Elle est extraite de la base de données réalisée par Barro et Lee (2010). Les données que nous avons utilisées concernent uniquement le cas de la Tunisie. La variable explicative est le produit de l'espérance de vie à la naissance par le *log* de la qualité d'éducation. Elle est indiquée par $L_e \log DY$.

3.1.1. Présentation des données

Notre étude est appliquée au cas de la Tunisie sur la période 1976-2010, soit 35 observations pour chaque variable du modèle. Dans l'équation (15), la variable à expliquer S mesure le nombre moyen d'années de scolarisation de la population âgée de 15 ans et plus. Elle est obtenue à partir de la base de données réalisée par Barro et Lee (2010). Les données montrent l'existence d'une croissance régulière de la variable S sur toute la période d'étude. Elle est passée de 2.5 années scolaires en 1976 à plus de 7 en 2010. Cette augmentation est largement due au retrait de la population active âgée de 60 ans et plus dont le niveau d'éducation est relativement faible (environ une année d'étude) et à l'entrée progressive de la population active de 15-24 ans, dont le niveau de scolarité est voisin de 6 ans sur la période considérée.

Les données sur l'espérance de vie à la naissance indiquée par L_e sont obtenues à partir de Penn World Table (PWT version 6.3). S'agissant de la part des dépenses publiques d'éducation dans le PIB, notée par DY , on a utilisé la base tunisienne constituée par l'Institut d'Études Quantitatives (IEQ). Actuellement, 25% du budget de l'Etat est consacré à l'éducation. Les dépenses publiques totales de fonctionnement et d'investissement en éducation ont nettement progressé durant les trois dernières décennies. Elles sont passées de 5,2% du PIB en 1980 à 6,5% en 2000 pour dépasser 7% du PIB en 2010. Les ressources publiques affectées par la Tunisie à l'éducation sont parmi les plus élevées des pays à revenu moyen et des pays de même niveau de développement. La dépense totale de l'Etat en éducation s'élevait à 6,7 % du PIB en 2002, par rapport à une moyenne de 5,1 % pour les pays à revenu moyen et de 4,9 % pour les pays de l'OCDE.

3.1.2. Estimation et interprétation

Les résultats des estimations données dans le tableau 2 montrent que la valeur estimée du paramètre ϑ est de 0,2. Elle est positive et statistiquement significative à un risque d'erreur de 5%. La valeur estimée $\hat{\vartheta}$ est inférieure à l'unité ce qui confirme les hypothèses théoriques de notre modèle intégré d'accumulation de capital

humain. La valeur du R^2 corrigé excède 87% et la p-value du modèle, indiquée par la statistique ($Prob > F$), est inférieure à la valeur critique 0.05. La relation positive entre la qualité d'éducation et le niveau de scolarité apparaît donc statistiquement significative.

Tableau 2. Estimation de l'effet de la qualité d'éducation

Variable dépendante : Nombre moyen d'années d'étude S	
LeLogDY	-0.20** (-6.576)
cons	-34.2** (-5.7)
Fisher	43.25
Prob > F	0.001
AdjR-squared	0.875

() indique la statistique de Student. (**) implique que le coefficient est significatif à un risque d'erreur de 5%. Source : Calcul de l'auteur.

Une fois le paramètre ϑ estimé, il est possible de construire la variable principale de l'équation de régression (12) qui est le niveau de scolarité corrigé par la qualité d'éducation.

3.2. Estimation du taux de rendement scolaire

Comme tout investissement, celui en capital humain peut faire l'objet d'un calcul du taux de rendement marginal, associé à une dépense ou une année d'étude supplémentaire. Ce rendement peut être évalué comme le rapport entre, d'un côté, le surcroît des revenus du travail que cet investissement permettra d'obtenir sur le restant de la vie active et, de l'autre côté, l'ensemble des coûts occasionnés par cet investissement ou la durée du temps consacrée à l'éducation.

Dans notre étude, le paramètre fondamental à estimer et à traiter de manière détaillée est le taux de rendement scolaire. Pour tester à quel niveau la qualité d'éducation est déterminante dans l'évaluation du rendement scolaire, deux régressions alternatives seront estimées. La première est formulée sans tenir compte de la dimension qualité et la deuxième régression va intégrer simultanément les deux aspects quantitatifs et qualitatifs de l'éducation, tout en tenant compte des rendements scolaires décroissants.

3.2.1. Estimation du taux de rendement sans l'effet qualité de l'éducation

Si on ignore l'effet de la qualité d'éducation ($\vartheta = 1$), le taux de rendement obtenu est similaire à celui déterminé par Lucas (1988). Il est supposé constant et exprimé par $\hat{\rho}(S) = B$.

Ce résultat amène un modèle d'accumulation de capital humain estimé par l'équation de régression suivante :

$$\log\left(\frac{y}{y_0}\right) = BS + \alpha_2 Exp + \alpha_3 Exp^2 + \varepsilon \quad (16)$$

Dans ce modèle log-linéaire, on suppose que chaque année d'éducation additionnelle accroît le salaire annuel moyen de B %. Il est donc possible de construire une proxy du capital humain, similaire à la spécification de Mincer. Les variables explicatives sont le nombre moyen d'années d'étude, défini comme précédemment, la variable expérience et son carré. L'expérience professionnelle est calculée suivant la formule $Exp = \hat{age} - 6 - S$. La variable \hat{age} représente l'âge moyen de la

population active pendant une période de temps particulière. La valeur est obtenue à partir des données disponibles produites par l'Institut National de la Statistique (INS). La variable dépendante est le log de PIB réel par travailleur y rapporté à son niveau initial y_0 calculé au début de chaque période. Il est mesuré au coût des facteurs à prix constant de 1990. Les données sont extraites de la base de données de l'IEQ.

Tableau 3. Estimation du rendement scolaire sans l'effet de la qualité d'éducation

Variable dépendante : $\text{Log}\left(\frac{y}{y_0}\right)$	
S	0.118 (1.654)
Exp	0.0001 (0.029)
Exp2	-0.0013 (-1.856)
Fisher	15.932
Prob > F	0.0109
AdjR-squared	0.5649

() indique la statistique de Student. Source : Calcul de l'auteur.

Sur la période d'étude 1976-2010, les données montrent que la valeur moyenne (en log) du PIB par travailleur est de 1,68. C'est équivalent à un taux de croissance annuel moyen de 3,5%. Une analyse détaillée montre l'existence de certaines phases distinctes dans l'évolution du PIB par travailleur. Au cours de la période allant de 1976 à 1981, le PIB par travailleur (en dinar constant) a connu une croissance annuelle moyenne importante de près de 8%. Entre 1982 et 1991, la variable est passée de la valeur 1,28 à 1,53, soit un taux de croissance annuel moyen qui ne dépasse pas 2%. Sur la période 1991-1994, le niveau moyen du PIB par travailleur s'est stabilisé à une valeur moyenne de 1,65. A partir de 1995, le PIB par travailleur a augmenté à un rythme régulier passant de 1,7 en 1996 à 2,3 en 2010, soit un taux de croissance annuel moyen de près de 2,5%.

Le tableau 3 donne les résultats de l'estimation du paramètre B par la méthode des moindres carrés ordinaires. Sa valeur estimée représente une estimation ponctuelle du taux de rendement scolaire. Elle est positive (11,8%) mais statistiquement non significative pour un intervalle de confiance de 95%.

La littérature empirique montre que la plupart des auteurs qui ont adopté ce modèle standard de Mincer (sans tenir compte de l'effet de la qualité d'éducation) ont trouvé des résultats non satisfaisants en termes de signe et de significativité. Plusieurs explications ont été proposées à ce problème. Une des principales explications met l'accent sur la nécessité de distinguer entre la quantité et la qualité de l'éducation (Pritchett, 2001). Pour surmonter ces insuffisances, on a essayé de construire un modèle qui intègre simultanément les aspects quantitatifs et qualitatifs de l'éducation et qui tienne compte des rendements scolaires décroissants.

3.2.2. Estimation du taux de rendement avec l'effet qualité de l'éducation

On doit à Psacharopoulos (1985 ; avec Woodhall, 1985 ; 1994 ; avec Patrinos, 2002) les études sur la rentabilité de l'investissement éducatif. Les résultats empiriques montrent que les taux de rendement scolaire diminuent avec l'acquisition d'une année d'étude additionnelle. Les travaux de O'Neill (1995) indiquent qu'en moyenne la contribution de l'éducation dans l'explication du PIB par travailleur est voisine de 58% dans les pays développés et de 64% dans les pays moins développés.

pés durant la période 1967-1985. Par ailleurs, les études macroéconomiques réalisées par Hanushek et Kimko (2000), Pritchett (2001) et Soto (2006) montrent que les pays ayant un taux de rendement scolaire privé réduit ont un taux de rendement social supérieur. Par contre, pour les pays ayant un taux privé élevé, le taux social est faible et non significatif. Dans le même cadre d'analyse, les estimations de Soto (2006) montrent que le taux de rendement mincier corrigé par l'indice de qualité atteint sa valeur maximale pour un niveau élevé de qualité d'éducation et perd sa significativité statistique pour les niveaux faibles. Ainsi, l'ignorance de la dimension qualité peut donner des résultats biaisés.

Tableau 4. Estimation du rendement scolaire avec l'effet de la qualité d'éducation

Variable dépendante: $\text{Log}\left(\frac{y}{y_0}\right)$	
DYVS	0.878** (3.070)
Exp	0.0069** (3.163)
Exp2	-0.00157** (-3.239)
Fisher	31.921
Prob > F	0.0030
AdjR-squared	0.8998

() indique la statistique de Student. (**) implique que le coefficient est significatif à un risque d'erreur de 5%. Source : Calcul de l'auteur.

Notre modèle empirique de base qui intègre l'indice de qualité prend la forme économétrique générale donnée par l'équation 12. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le Tableau 4. Dans cette régression où $\hat{\theta} = 0,2$, la valeur estimée du coefficient associé à la variable composée *DYVS* est de 0,878. Elle devient significativement positive par comparaison au modèle sans indice de qualité. La probabilité p-value (*Prob > F*) qui était de 0.010 dans le tableau 3 est améliorée, passant à 0.003 dans le tableau 4 lorsque la qualité de l'éducation est incorporée dans le modèle.

Ces résultats d'une certaine manière permettent de comprendre le signe négatif et l'absence de la significativité statistique des estimations obtenues par la plupart des études empiriques qui supposent une homogénéité en termes de qualité d'éducation.

3.2.3. Taux de rendement privé et social

L'éducation est porteuse à la fois d'une rentabilité privée et d'une rentabilité sociale. La rentabilité privée est inhérente à chaque individu où on peut considérer que chaque année de scolarisation supplémentaire est synonyme d'une augmentation de ses revenus futurs. Le rendement social établit un rapport entre l'ensemble des ressources investies dans l'éducation et l'ensemble des bénéfices de l'éducation.

En se basant sur la définition théorique du Taux de Rendement Scolaire Privé (TRSP), on peut dériver son expression analytique dans le cas de notre modèle intégré comme suit :

$$\text{Taux de Rendement Scolaire Privé} = \left(\frac{d \log\left(\frac{y}{y_0}\right)}{dS} \right) \approx \hat{\alpha}_n \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^{1-\theta} \quad (17)$$

où $\left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)$ est la valeur annuelle moyenne de la part des dépenses publiques en éducation dans le PIB, calculée sur toute la période d'étude. Elle est égale à 0,114. $\hat{\alpha}_h$ est un estimateur de α_h . Dans le cas où la dimension qualité est intégrée dans le modèle, ($0 < \vartheta < 1$), le coefficient α_h associé au nombre moyen d'années d'étude corrigé par l'indice de qualité est estimé à 0,878. Il est positif et statistiquement significatif à un risque d'erreur de 5%. Pour ($\vartheta = 1$), la valeur estimée du coefficient B représente une estimation ponctuelle du taux de rendement scolaire privé. La valeur estimée \hat{B} (11,8%) est statistiquement non significative pour un intervalle de confiance de 95%. Nos résultats montrent que la valeur estimée du rendement scolaire privé est égale à 10%.

Selon Soto (2006), le Taux de Rendement Social Mincérien (TRSM) est défini analytiquement par l'expression suivante :

$$\text{Taux de Rendement Social Mincérien} \approx (1 - \alpha)B \quad (18)$$

Il désigne l'impact moyen d'une année d'étude supplémentaire dans la production agrégée sans tenir compte de la dimension qualité. Dans cette expression, le paramètre $(1 - \alpha)$ désigne l'élasticité associée au capital humain dans la fonction de production finale. Le Taux de Rendement Social Mincérien est estimé, dans le cas du modèle standard de Mincer ($\vartheta = 1$), à 8,3% pour une valeur $\alpha \approx 0,3$.

S'agissant du Taux de Rendement Mincérien Moyen (TRMM), il est défini comme étant le Taux de Rendement Social Mincérien corrigé par l'indice de la qualité d'éducation. Analytiquement, le TRMM est exprimé comme suit :

$$\text{Taux de Rendement Mincérien Moyen} = (1 - \alpha) \times \hat{\alpha}_h \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} \quad (19)$$

Nos estimations empiriques donnent un Taux de Rendement Mincérien Moyen de 7%. Pour $\vartheta = 1$, les deux taux de rendement coïncident à une valeur de 8,3%. Il apparaît donc que négliger la dimension qualité aboutit à un taux de rendement social biaisé à la hausse de 1,3 point.

En conclusion, on peut noter que nos résultats confirment l'hypothèse selon laquelle la qualité d'éducation exerce un effet positif sur le taux de rendement scolaire et que son ignorance aboutit à une surévaluation de celui-ci – ce qui a été justifié par plusieurs auteurs (Hanushek et Kimko, 2000 ; Pritchett, 2001 ; Soto, 2006 et Schoellman, 2011).

3.3. Construction de la série de capital humain total

3.3.1. Capital humain éducatif

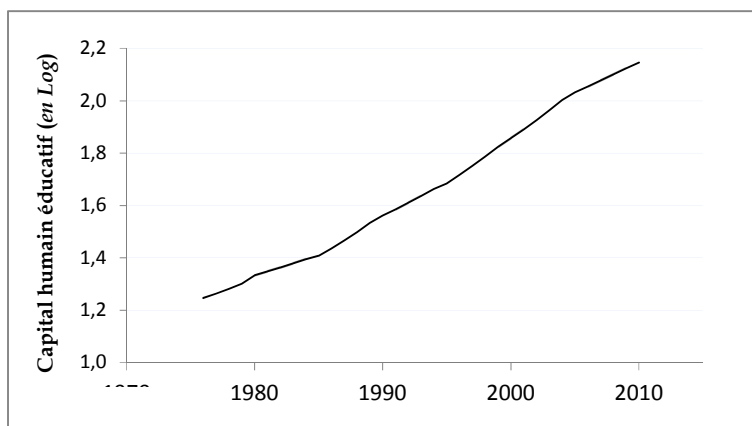
Il est communément admis que l'éducation formelle est le facteur le plus important pour l'acquisition des compétences individuelles et la formation du capital humain. On note h^{edu} le capital humain éducatif. Il représente le capital dont dispose un individu ayant passé S années scolaires à l'école, dans un pays qui consacre une part de son PIB au financement des dépenses publiques en éducation $\left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)$. Analytiquement, il est exprimé par la relation suivante :

$$\log h^{edu} = \alpha_h \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} S \quad (20)$$

Sachant que les données de tous les éléments de ce modèle sont disponibles pour la Tunisie, il est possible de constituer une série de capital humain éducatif par travailleur. Sa représentation graphique (en Log) au cours du temps est donnée dans la figure 1. Ce graphique montre que le capital humain passe de la

valeur de 1.25 en 1976 à plus de 2,1 en 2010, correspondant à un taux de croissance annuel moyen de 2%.

Figure 1. Stock de capital humain éducatif par travailleur sur la période 1976-2010 en Tunisie



3.3.2. Capital humain total

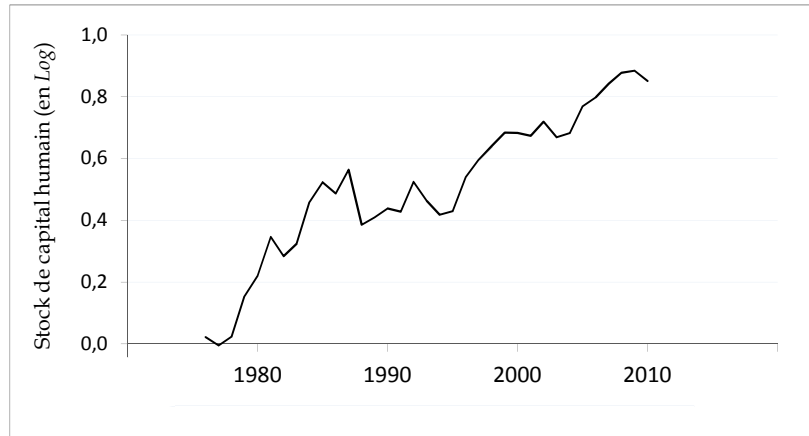
La valeur annuelle moyenne du capital éducatif par travailleur sur la période 1976-2010 est de 1,58. S'agissant du capital-compétence généré par l'expérience professionnelle, les valeurs estimées des paramètres α_2 et α_3 sont très proches de zéro. Ceci implique une valeur très faible pour $\alpha_2 Experience + \alpha_3 (Experience)^2$.

Pour construire le capital humain total, on a besoin de déterminer également la valeur du stock de capital humain initial. Ce dernier sera déterminé à partir de la relation d'équilibre $(h_0 = (1 - \alpha) \frac{y}{w \times h^{edu}})$ où w est le taux de salaire réel par unité de capital humain et α est supposé égal à 0,3. Nos estimations montrent qu'en Tunisie le capital humain par travailleur h s'est accru à un taux annuel moyen de 2 % sur la période 1976-2010. Il est net que l'augmentation du stock de capital humain par travailleur peut être attribuée en grande partie à la hausse du nombre moyen d'années d'étude et à l'amélioration de la qualité d'éducation.

La figure 2 montre l'existence de trois grandes phases dans l'évolution du capital humain. Une première période allant de 1976 à 1987 est marquée par une croissance régulière à un taux annuel moyen de 4,9 %. En 1988, on peut constater une réduction importante de 0.3 points du niveau de capital humain par travailleur. Au cours d'une deuxième période allant de 1989 à 1995, le taux de croissance annuel moyen du capital humain s'est limité à 0,6%. Durant cette période, la valeur annuelle moyenne (en log) du capital est de 0.44.

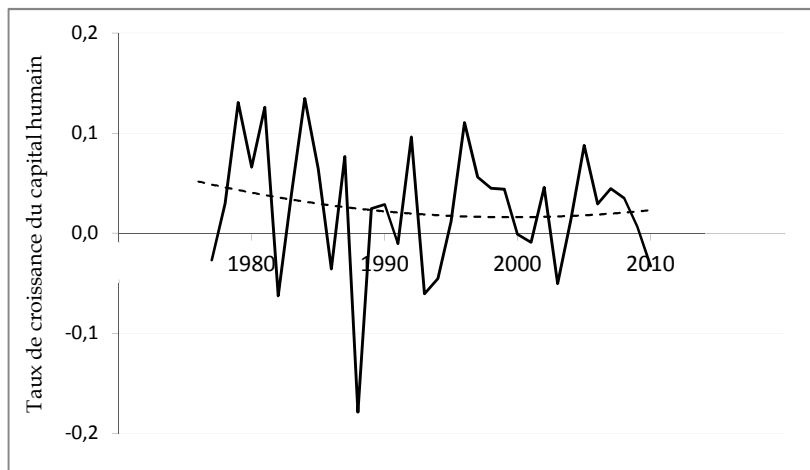
Après 1995, le stock du capital humain a connu une augmentation importante. Le capital humain par travailleur atteint sa valeur maximale de 2,4 en 2009 contre 1,7 en 1996, soit un rythme de croissance annuel moyen de 3%. Sur la période 1996-2010, les données montrent que le nombre moyen d'années d'étude et la part des dépenses publiques en éducation dans le PIB ont augmenté à des taux annuels moyen de 2,4% et 0,5% respectivement. La hausse du niveau de scolarité de la population active et l'augmentation de l'investissement en éducation apparaissent comme les deux principaux facteurs de l'élévation du capital humain par travailleur.

Figure 2. Évolution du stock de capital humain par travailleur sur la période 1975-2010 en Tunisie



L'évolution du taux de croissance du capital humain sur la période d'étude est illustrée par la figure 3. Le taux de croissance du capital humain en Tunisie est caractérisé par une évolution en dents de scie. Sous les soubresauts conjoncturels, le taux de croissance moyen de capital humain est de 2,4%.

Figure 3. Taux de croissance du capital humain total durant la période 1975-2010 en Tunisie



La période de 1976 à 1987 connaît un taux de croissance annuel moyen important du capital humain qui dépasse 4,5%. Au cours de la deuxième période 1988-1995, le taux de croissance annuel moyen du capital humain est voisin de -1,7%. Les taux de croissance faibles réalisés durant cette période marquent la limite des efforts qui ont été déployés pour l'éducation. Entre 1996 et 2010 et à la différence de la période précédente, le taux de croissance du capital humain s'élève à 2,8%, activé par la croissance du nombre moyen d'années d'étude et de la part des dépenses d'éducation dans le PIB.

4. LES DÉTERMINANTS DE LA VARIATION DU RENDEMENT SCOLAIRE

Dans les sections précédentes, le taux de rendement scolaire a été défini par la relation analytique suivante :

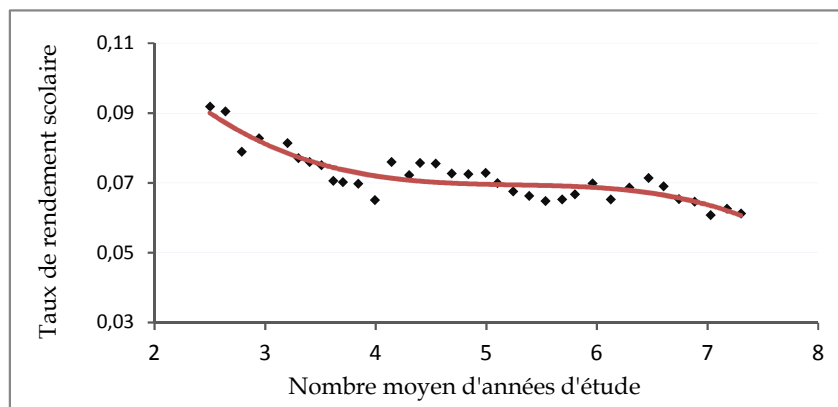
$$\log \hat{p}(S) = \log \left(\underbrace{\vartheta B(L_e \times \ell u_y)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0}\right)^{1-\vartheta}}_{\kappa} \right) + (1-\vartheta) \log \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right) - (1-\vartheta) \log(S)$$

avec ϑ un paramètre positif et inférieur à l'unité et κ un terme constant à l'équilibre et indépendant de $\left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)$ et de S . Ceci implique que toutes les variations de $\log \hat{p}(S)$ sont liées principalement à celles des variables scolaires. Conformément aux résultats des études macroéconomiques empiriques, cette formule montre l'existence simultanée d'un effet microéconomique négatif exercé par l'augmentation du nombre moyen d'années d'étude sur le taux de rendement accompagné d'un effet macroéconomique positif lié à la qualité scolaire. L'importance de l'effet final dépend du poids relatif de chacun de ces deux effets. Pour montrer si les données sur la Tunisie confirment ce résultat théorique, on peut présenter graphiquement le taux de rendement scolaire par rapport à chacune de ces variables.

4.1. Variation du taux de rendement en fonction du niveau de scolarité

À l'échelle microéconomique, les études empiriques montrent que le rendement marginal privé d'une année d'étude dans l'accumulation de capital humain est décroissant. Sur le plan théorique, les analyses développées dans le cadre de notre modèle montrent que la dérivée première du taux de rendement scolaire par rapport au nombre moyen d'années d'étude est négative et la dérivée seconde est positive. Ceci implique que la fonction $\hat{p}(S)$ est convexe et décroissante en fonction de la variable S . En utilisant nos données, la figure 4 retrace les valeurs de $\left[\vartheta B \left(\frac{\ell u_y}{u_h}\right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0}\right)^{1-\vartheta} \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right)^{1-\vartheta} \right]$ en fonction de S .

Figure 4. Variation du taux de rendement scolaire en fonction du niveau de scolarité



Le graphique montre que le taux de rendement scolaire est décroissant en fonction du nombre moyen d'années d'étude. Ceci confirme les résultats trouvés par

Psacharopoulos sur des données microéconomiques. Il apparaît que pour un niveau de scolarité inférieur à 2,8 années d'étude, le taux de rendement est à son niveau le plus élevé. Au-delà de cette valeur, le rendement scolaire commence à décroître jusqu'à atteindre 7,2% pour un niveau de scolarité de 4,3 années. Pour un nombre moyen d'années d'étude supérieur à 5, le taux de rendement se situe à une valeur relativement stable en moyenne autour de 7%. Pour des niveaux scolaires supérieurs à 5,5 années d'étude, le taux de rendement continue à diminuer mais à un taux moyen faible de 0,2%.

Les études macroéconomiques réalisées par Soto (2006), Hanushek et Kimko (2000) et Pritchett (2001), parmi d'autres, montrent que la variable qualité d'éducation exerce un impact significatif sur le taux de rendement scolaire. Le taux de rendement atteint en effet sa valeur maximale pour un niveau élevé de qualité d'éducation et perd sa significativité pour des niveaux plus réduits. Étant donné qu'un nombre d'années d'étude élevé est associé à une bonne qualité scolaire, alors le taux de rendement sera biaisé à la hausse si on ignore la dimension qualité (Soto, 2006 et Schoellman, 2011).

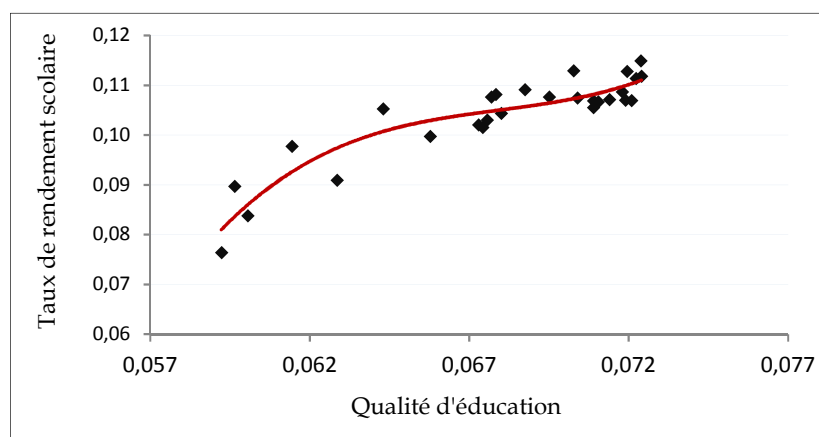
4.2. Variation du taux de rendement en fonction de la qualité d'éducation

Le taux de rendement marginal d'une année scolaire est exprimé par la formule :

$$\hat{p}(S) = \vartheta B \underbrace{\left(\ell \times \frac{u_y}{u_h} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1-\vartheta}}_{\alpha_h} \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^{1-\vartheta}$$

où $0 < \vartheta < 1$ et le paramètre α_h est positif (0,878). On peut démontrer analytiquement que la dérivée première du taux de rendement scolaire par rapport à la qualité d'éducation est positive et la dérivée seconde est négative. Ceci implique que la fonction $\hat{p}(S)$ est concave et croissante en fonction de la variable $\left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)$.

Figure 5. Variation du taux de rendement scolaire en fonction de la qualité d'éducation



La figure 5 illustre la variation du taux de rendement scolaire pour les différentes valeurs de la qualité d'éducation en Tunisie. La courbe confirme la relation positive qui existe entre le taux de rendement scolaire et la variable qualité. Une lecture détaillée montre que le taux de rendement scolaire est à son niveau le plus

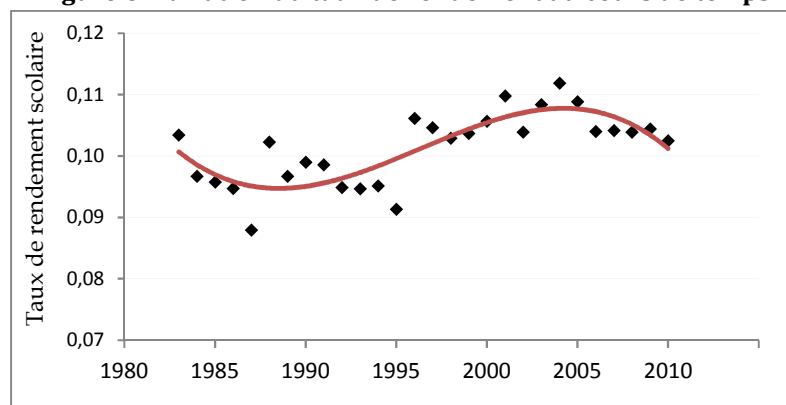
bas (7,3%) pour un niveau faible de la qualité d'éducation (5,9%). Suite à une augmentation de la part des dépenses publiques en éducation dans le PIB de 5,9% à 6,4%, le taux de rendement scolaire enregistre une croissance sensible, de l'ordre de 3,3% en moyenne. Au-delà du seuil de 6,5% de la part des dépenses publiques dans le PIB, le taux de rendement progresse à un rythme décroissant. Ces résultats confirment la forme concave et la relation qui existe entre la qualité d'éducation, mesurée par la part des dépenses d'éducation dans le PIB, et le taux de rendement scolaire.

En résumé, nos résultats montrent l'existence d'un effet microéconomique exercé par l'augmentation du nombre moyen d'années d'étude sur le taux de rendement privé accompagné d'un effet macroéconomique positif exercé par la qualité d'éducation. L'importance de l'effet final dépend du poids relatif de chacun de ces deux effets.

4.3. Tendence du taux de rendement scolaire au cours de temps

La figure 6 retrace l'évolution du taux de rendement scolaire. En 1983, le taux de rendement est supérieur à 10%. Durant la période 1983-1987, le taux a connu une certaine baisse, passant de 10,3% en 1983 à 8,7% en 1987. Une explication possible de cette décroissance est que l'impact positif de la qualité d'éducation soit resté insuffisant par rapport à celui du niveau d'étude. C'est l'effet négatif du niveau de scolarité qui domine. Cette décroissance au niveau de taux de rendement scolaire confirme les résultats microéconomiques de Psacharopoulos (1994).

Figure 6. Variation du taux de rendement au cours de temps



Entre 1987 et 1992, la figure montre une stabilité du taux de rendement scolaire autour de 9,4%. De 1992 à 2004, le taux de rendement scolaire connaît une tendance à la hausse. En se basant sur les résultats graphiques précédents, on remarque que la période 1987-2004 est caractérisée par un impact réduit de la quantité d'éducation sur le taux de rendement, et à l'inverse par un effet positif important des dépenses publiques d'éducation. Il apparaît donc que c'est l'effet qualité qui prédomine sur cette période. Entre 2004 et 2006, le taux de rendement se stabilise de nouveau à une valeur moyenne de 10,8%. Par la suite, une certaine décroissance est enregistrée.

En résumé, il paraît important de souligner que les résultats empiriques obtenus confirment nos hypothèses théoriques selon lesquelles le taux de rendement marginal d'une année d'étude est décroissant, la qualité d'éducation exerce un impact positif et que la variation globale du taux de rendement scolaire est la résultante des effets de la qualité et de la quantité d'éducation.

5. CONCLUSION

Dans cet article, nous avons essayé de spécifier dans un premier temps un modèle théorique non linéaire d'accumulation de capital humain qui incorpore simultanément les aspects quantitatifs et qualitatifs de l'éducation et qui tient compte d'un rendement scolaire décroissant. La spécification obtenue a été utilisée dans un second temps pour la construction d'un modèle empirique structuré de type Macro-Mincer. L'application a porté sur l'économie tunisienne au cours de la période 1976-2010. Le paramètre fondamental à estimer est le taux de rendement scolaire. Les estimations obtenues montrent que négliger la dimension qualité donne une valeur positive mais statistiquement non significative du coefficient associé au nombre moyen d'années d'étude. Par contre l'estimation d'un modèle intégré montre que l'impact exercé par la qualité d'éducation sur le taux de rendement scolaire est positif et statistiquement significatif. Ceci peut expliquer le signe négatif et l'absence de la significativité statistique des estimations obtenues dans plusieurs études empiriques qui supposent une homogénéité en termes de qualité d'éducation.

Concernant la variation du taux de rendement scolaire, nos résultats théoriques et empiriques montrent l'existence d'un effet microéconomique décroissant exercé par l'augmentation du nombre moyen d'années d'étude, accompagné d'un effet macroéconomique croissant exercé par la qualité scolaire mesurée par la part des dépenses publiques dans le PIB. L'importance de l'effet final dépend du poids relatif de chacun de ces deux effets. Ce résultat peut présenter un certain apport à la littérature sur le capital humain.

Dans notre analyse appliquée, le taux de rendement atteint une valeur maximale de 11% pour un niveau élevé de qualité d'éducation et perd sa significativité pour des niveaux plus réduits. Étant donné qu'un nombre d'années d'étude élevé est associé à une meilleure qualité d'éducation, alors le taux de rendement est en quelque sorte surestimé de 1.3 points dans un modèle qui ignore la dimension qualité. Ces résultats infirment l'hypothèse de linéarité de Mincer qui considère que le taux de rendement de l'éducation est constant et que les années d'étude ont le même poids dans la fonction d'accumulation des compétences indépendamment du moment et du système éducatif dans lequel elles se sont situées. Le caractère de non linéarité pourrait aussi résoudre le problème de la non significativité du coefficient associé au nombre moyen d'années d'étude.

Il est important toutefois de souligner que malgré la pertinence des résultats obtenus, notre application empirique ne concerne qu'un seul pays et non un panel. De plus, avec uniquement 35 observations et un poids-qualité fixe dans la fonction d'accumulation du capital humain, il est difficile en l'état de considérer nos conclusions comme pouvant être générales.

REFERENCES

- Aiyar S. and Feyrer J.**, 2002. A Contribution to the Empirics of Total Factor Productivity, mimeo, Dartmouth College (<http://www.dartmouth.edu>)
- Banque mondiale**, 2000. Rapport sur le développement dans le monde 1999-2000.
- Banque mondiale**, 2007. World Development Indicators, CD-ROM.
- Barro R.J. and Lee J.**, 2010. A New Data Set of Education Attainment in the World, 1950-2010, National Bureau of Economic Research, document de travail n° 15902.
- Bils M. and Knelow P.J.**, 2000. Does Schooling Cause Growth?, *American Economic Review*, 90, 5, 1160-1183.
- Chenu F.**, 2016. Éclairer les performances par une analyse après coup pour évaluer des compétences professionnelles, *Mesure et évaluation en éducation*, 39, 1, 23-44.
- Dessus S.**, 2000. Capital Humain et Croissance : Le rôle retrouvé du système éducatif, *Économie publique*, 2, 6, 95-115.
- Földvári P. and Van Leeuwen B.**, 2005. An Estimation of the Human Capital Stock in Eastern and Central Europe. *Eastern European Economics*, 43, 6, 53-65.
- Hall R. and Jones C.**, 1999. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others, *Quarterly Journal of Economics*, 114, 1, 83-116.
- Hanushek A. and Kimko D.**, 2000. Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations, *The American Economic Review*, 90, 5, 1184-1208.
- Heston A. and Summers R.**, 2009. The Penn World Tables (Mark 6.3), Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, CIC.
- Klenow J. and Rodriguez-Clare A.**, 1997. The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far? In NBER Macroeconomics Annual, Edited by B. S. Bernanke and J. J. Rotemberg, MIT Press.
- Krueger A. and Lindhal M.**, 2001. Education for Growth: Why and for Whom, *Journal of Economics Literature*, 39, 1101-1136.
- Lucas R.**, 1988. On The Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 1, 3-42.
- Mincer J.**, 1974. Schooling, Experience and Earnings, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, New-York.
- O'Neill D.**, 1995. Education and Income Growth: Implications for Cross-Country Inequality, *Journal of Political Economy*, 103, 6, 1289-1301.
- Paltrinieri L.**, 2013. Quantifier la qualité. Le « capital humain » entre économie, démographie et éducation, *Raisons politiques*, 4, 52, 89-107.
- Pritchett L.**, 2001. Where Has All the Education Gone? *World Bank Economic Review*, 15, 3, 367-391.
- Psacharopoulos G.**, 1984. The contribution of education to economic growth: international comparisons. World Bank reprint series; n° 320. Washington, D.C. Revised in Kendrick J. (Ed), *International productivity comparisons and the causes of the slowdown*, Cambridge, Mass, Ballinger, 15, 3, 367-413.
- Psacharopoulos G.**, 1985. Returns to Education: A Further International Update and Implications, *Journal of Human Resources*, 20, 583-604.
- Psacharopoulos G.**, 1994. Returns to Investment in Education. A Global Update, *World Development*, 22, 1325-1345.
- Psacharopoulos G. and Patrinos A.**, 2002. Returns to Investment in Education: A Further Update, *Policy Research Working Paper Series*, 2881, The World Bank.
- Psacharopoulos G. and Woodhall M.**, 1985. *Education for Development: An Analysis of Investment Choice*, Oxford University Press.
- Schoellman T.**, 2011. Education Quality and Development Accounting, Working paper, Arizona State University.
- Simonnet V.**, 2003. Le capital humain, dans Allouche J., *Encyclopédie des Ressources Humaines*, Vuibert.
- Soto M.**, 2006. The Causal Effect of Education on Aggregate Income, Working Paper, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- Van Leeuwen B.**, 2007. *Human capital and economic growth in India, Indonesia, and Japan. A quantitative analysis, 1890-2000*, Utrecht University, Netherlands.

ANNEXE

Spécification du modèle estimant le paramètre ϑ

Soit la fonction de production par travailleur définie par : $y = k^\alpha (A u_y h)^{1-\alpha}$, où k est le capital physique, h est le capital humain par travailleur et A le niveau technologique. On note par \dot{A} le flux de nouvelles connaissances, qui est déterminé en suivant le modèle :

$$\dot{A} = \delta (u_R h)^\theta \left(\frac{M}{Y}\right)^\epsilon \left(\frac{IDE}{Y}\right)^\tau \left(\frac{A_{sup} - A}{A_{sup}}\right)^\vartheta A^\vartheta, \quad \delta > 0, \quad 0 < \theta < 1, \quad 0 < \vartheta < 1$$

où δ indique la productivité de la R&D et $(u_R h)$ représente la part de capital humain consacré à l'innovation. La fraction u_R peut être modélisée par $\left(\frac{L_R}{L}\right)$, où L est l'effectif total de la population active dans l'économie et L_R désigne le nombre d'emplois dans le secteur de R&D. IDE et M sont les volumes respectifs des investissements directs étrangers entrants et des importations de produits manufacturiers intensifs en technologie. A_{sup} est le niveau technologique à la frontière ("leading-edge technology"). Le terme $\left(\frac{A_{sup} - A}{A_{sup}}\right)^\vartheta$ est la différence relative dans la productivité totale des facteurs de l'économie par rapport au niveau supérieur des pays partenaires. Le paramètre θ décrit le phénomène de duplication. Il est supposé $0 \leq \theta < 1$. ϑ est un paramètre indiquant l'effet inter-temporel de la technologie existante sur la productivité future de création des connaissances. Les paramètres ϵ et τ sont les élasticités du flux de nouvelles connaissances par rapport à (M) et (IDE) respectivement. À l'équilibre de marché, on a les relations suivantes : $r = \alpha^2 \frac{Y}{K}$ et $w = (1 - \alpha) \frac{Y}{h}$ où r est le taux de profit réel et w est le salaire réel par unité de capital humain. On note par \bar{U} le terme $\left(\frac{1-\theta}{\theta}\right)$.

Dans cette économie, le modèle de décision d'un ménage représentatif sur l'investissement optimal en capital humain est fondé sur une comparaison entre les coûts des études et le supplément de revenus anticipés. On note par W_0 la valeur actuelle escomptée des revenus futurs nets des frais de scolarité qu'un ménage représentatif peut générer par son capital humain. Elle est exprimée par :

$$W_0 = \int_S^\infty (1 - u_h) w_t h(S) e^{-(1-\tau_k)rt} dt - \int_0^S (1 - s_d) \bar{D}_t e^{-(1-\tau_k)rt} dt$$

où w_t est le taux de salaire par unité de capital humain, $(1 - u_h)$ est la fraction du temps consacrée au travail, \bar{D}_t est la dépense scolaire privée supportée par un étudiant représentatif, s_d est le taux de la subvention accordée par l'Etat sur les dépenses d'éducation, h_t est le stock du capital humain d'un ménage représentatif ayant atteint S années d'étude à la période t . La dépense individuelle \bar{D}_t est exprimée par $\bar{D}_t = \ell u_y \frac{D_{pub}}{Y} y_t$.

À l'équilibre, on peut exprimer l'équation en dynamique du PIB par travailleur y_t par $y_t = y_0 e^{g_y^* t}$, où g_y^* est le taux de croissance à l'état stationnaire. De même pour le taux de salaire par unité de capital humain w_t , il est exprimé par $w_t = w_0 e^{g_A^* t}$, où g_A^* décrit le progrès technique à l'équilibre. Cette équation reflète l'hypothèse selon laquelle le progrès technique lié au capital humain est un facteur de plus en plus productif. Ceci implique que la dépense privée est exprimée par l'équation suivante :

$$\bar{D}_t = \left(\frac{\ell u_y}{1 - \alpha}\right) \left(\frac{D_{pub}}{Y}\right) y_0 e^{g_y^* t}$$

On déduit que la valeur actuelle escomptée W_0 est exprimée comme suit :

$$W_0 = w_0 (1 - u_h) h(S) \int_S^\infty e^{(g_A^* - (1-\tau_k)r)t} dt - (1 - s_d) w_0 h_0 \left(\frac{\ell u_y}{1 - \alpha}\right) \frac{D_{pub}}{Y} \int_0^S e^{(g_y^* - (1-\tau_k)r)t} dt$$

La résolution de la fonction intégrale aboutit à l'équation suivante :

$$W_0 = w_0(1 - u_h)h(S) \left[\frac{e^{(g_A^* - (1 - \tau_k)r)t}}{g_A^* - (1 - \tau_k)r} \right]_s^\infty - (1 - s_d)w_0h_0 \left(\frac{\ell u_y}{1 - \alpha} \right) \frac{D_{pub}}{Y} \left[\frac{e^{(g_y^* - (1 - \tau_k)r)t}}{g_y^* - (1 - \tau_k)r} \right]_0^S$$

Pour que la richesse escomptée soit bornée, il faut vérifier si $g_A^* - (1 - \tau_k)r < 0$. Les résultats à l'équilibre montrent que le quotient $g_A^* - (1 - \tau_k)r = -\vartheta \left(\frac{g_h}{u_h} \right) < 0$. Ceci implique que notre condition est vérifiée. Le développement de l'expression de W_0 donne l'équation suivante :

$$\begin{aligned} W(S) &= \left(\frac{(1 - s_d)\ell u_y y_0 \frac{D_{pub}}{Y}}{g_y^* - (1 - \tau_k)r} \right) + \frac{w_0 h_0 (1 - u_h)}{(1 - \tau_k)r - g_A^*} e^{(g_y^* - (1 - \tau_k)r)S} \\ &\quad - \left[\frac{\frac{w_0 h_0 (1 - s_d)\ell u_y \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^\vartheta}{(1 - \alpha)}}{\frac{\vartheta \alpha_h \bar{U}}{\sigma(\bar{U} + 1) - 1} \left(1 - \frac{\rho}{\vartheta^2 B (1 - \alpha)^{1 - \vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta} \right)^{1 - \vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d} \right)^{1 - \vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1 - \vartheta}} \right) - \vartheta \alpha_h} \right] e^{(g_y^* - (1 - \tau_k)r)S} \end{aligned}$$

La condition de premier ordre du problème $Max_S W(S)$ est définie par l'équation suivante :

$$\begin{aligned} W'_S &= 0 \\ &= w_0 h_0 \left[\frac{[(1 - \tau_k)r(1 - \sigma) - \rho]}{\sigma} \right] \left[\frac{(1 - u_h)}{(1 - \tau_k)r - g_A^*} \right. \\ &\quad \left. - \frac{\frac{(1 - s_d)\ell u_y \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^\vartheta}{(1 - \alpha)}}{\frac{\vartheta \alpha_h \bar{U}}{\sigma(\bar{U} + 1) - 1} \left[1 - \frac{\rho}{\vartheta^2 B (1 - \alpha)^{1 - \vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta} \right)^{1 - \vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d} \right)^{1 - \vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1 - \vartheta} \right] - \vartheta \alpha_h} \right] e^{(g_y^* - (1 - \tau_k)r)S} \end{aligned}$$

Ce résultat implique que la relation suivante doit être vérifiée.

$$(1 - u_h) = ((1 - \tau_k)r - g_A^*) \left(\frac{\ell u_y \left(\frac{1 - s_d}{1 - \alpha} \right) \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^\vartheta}{\frac{\vartheta \alpha_h \bar{U}}{\sigma(\bar{U} + 1) - 1} \left[1 - \frac{\rho}{\vartheta^2 B(1 - \alpha)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1-\vartheta} \right] - \vartheta \alpha_h} \right)$$

À l'équilibre, la quantité $((1 - \tau_k)r - g_A^*)$ peut être exprimée comme suit : $(1 - \tau_k)r - g_A^* = (1 - \tau_k)r - \left(\frac{\theta}{1 - \theta + \theta} \right) \left(\frac{(1 - \tau_k)r - \rho}{\sigma} \right) > 0$, où $\bar{U} = \frac{\theta}{1 - \theta}$. Si on remplace $((1 - \tau_k)r - g_A^*)$ par son expression, on obtient

$$(1 - u_h) = \left[\frac{\left[(1 - \tau_k)r - \left(\frac{1}{\bar{U} + 1} \right) \left(\frac{(1 - \tau_k)r - \rho}{\sigma} \right) \right] \ell u_y \left(\frac{1 - s_d}{1 - \alpha} \right) \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^\vartheta}{\frac{\vartheta \alpha_h \bar{U}}{\sigma(\bar{U} + 1) - 1} \left(1 - \frac{\rho}{\vartheta^2 B(1 - \alpha)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1-\vartheta} \right) - \vartheta \alpha_h} \right] \times \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^\vartheta$$

Et en appliquant la fonction logarithmique :

$$\begin{aligned} & \text{Log}(1 - u_h) \\ &= \text{Log} \left[\frac{\left[(1 - \tau_k)r - \left(\frac{\theta}{1 - \theta + \theta} \right) \left(\frac{(1 - \tau_k)r - \rho}{\sigma} \right) \right] \ell u_y \left(\frac{1 - s_d}{1 - \alpha} \right) \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^\vartheta}{\frac{\vartheta \alpha_h \bar{U}}{\sigma(\bar{U} + 1) - 1} \left(1 - \frac{\rho}{\vartheta^2 B(1 - \alpha)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d} \right)^{1-\vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1-\vartheta} \right) - \vartheta \alpha_h} \right] \\ &+ \vartheta \text{Log} \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right) \end{aligned}$$

Étant donné que la fraction u_h est inférieure à l'unité, il est alors possible d'utiliser l'approximation logarithmique suivant laquelle $\text{Log}(1 - u_h) \approx -u_h$.

Ce résultat implique l'égalité suivante :

$$S^* \approx -L_e \text{Log} \left[\frac{\left[(1 - \tau_k)r - \left(\frac{\theta}{1 - \vartheta + \theta} \right) \left(\frac{(1 - \tau_k)r - \rho}{\sigma} \right) \right] \ell u_y \left(\frac{1 - s_d}{1 - \alpha} \right) \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right)^\vartheta}{\frac{\vartheta \alpha_h \mathcal{U}}{\sigma(\mathcal{U} + 1) - 1} \left(1 - \frac{\rho}{\vartheta^2 B(1 - \alpha)^{1 - \vartheta} \left(\frac{1 - \vartheta}{\vartheta} \right)^{1 - \vartheta} \left(\frac{1 - \tau_w}{1 - s_d} \right)^{1 - \vartheta} \left(\frac{y_0}{h_0} \right)^{1 - \vartheta}} \right) - \vartheta \alpha_h} - \vartheta L_e \text{Log} \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right) \right]$$

À partir de cette équation, on déduit le modèle empirique qui permet d'estimer le poids de la qualité d'éducation dans le taux de rendement scolaire ϑ , conformément aux données disponibles. L'équation de régression à estimer peut prendre la forme générale suivante :

$$S = \mu_0 + \mu_1 L_e \log \left(\frac{D_{pub}}{Y} \right) + \varepsilon$$

D'où le résultat.

The accumulation of human capital: Theoretical model and evaluation for the case of Tunisia

Abstract - Empirical studies using human capital are sensitive to the measures associated to this capital and sometimes lead to diverging results. The uses of the average number of years of schooling as a proxy for human capital or the ignorance of the quality of education are the major causes. In this sense, we propose a theoretical model of skill accumulation that simultaneously integrates the quantitative and qualitative aspects of education and takes into account decreasing return to schooling. This model is used to estimate a Macro-Mincer structured model that also integrates the professional experience. As an application, we took the case of the Tunisian economy over the period 1976-2010. The empirical results obtained show that the neglect of the quality dimension leads to a non-statistically significant positive effect of the average number of years of schooling and that the associated social rate of return is overestimated. On the other hand, estimating a model that integrates the two aspects of education, quality and quantity, shows that their effects are statistically significant.

Key-words

Human capital accumulation
 Quality of education
 Return to schooling
 Macro-Mincer model
 Tunisia
