



L'Effet du risque de variance du rendement pécunier sur l'investissement éducatif

Yassir CHAKIB et Siham LAMARI

FSJES AIN SEBAA, LARMIG

Résumé

Le choix de la formation est l'une des décisions les plus importantes que l'individu est amené à faire au cours de sa vie puisque ses répercussions sont d'une ampleur très considérable. De plus, l'investissement éducatif est une variable importante sur le plan individuel et social. Il est donc intéressant de comprendre comment parvient l'individu à faire son choix de formation. La science économique a contribué de manière très significative à ce sujet à travers la théorie du capital humain et la théorie du signal. Selon la théorie du capital humain, le choix éducatif est un investissement risqué réalisé de manière rationnelle par un individu qui juge les différentes options selon le rendement espéré. Ce travail présente une synthèse d'un certain nombre de travaux théoriques et empiriques qui ont étudié l'effet du risque de variance du rendement pécunier sur l'investissement éducatif. Malgré les résultats contradictoires des différents travaux, nous pouvons dire que la balance penche plutôt vers un effet négatif du risque qui freine et décourage l'investissement éducatif.

Abstract

The educational choice is one of the most important decisions that an individual has to make in his or her life, as its repercussions are very far-reaching. In addition, educational investment is an important individual and social variable. It is therefore interesting to understand how the individual manages to make his or her educational choice. Economics has contributed very significantly to this subject through human capital theory and signal theory. According to human capital theory, educational choice is a risky investment made rationally by an individual who judges the different options according to the expected return. This paper presents a synthesis of several theoretical and empirical works that have studied the effect of the risk of variance of financial returns on educational investment. Despite the contradictory results of the various studies, we can say that the balance is rather tilted towards a negative risk effect that slows down and discourages educational investment.

Keywords: educational choice; educational investment; risk of variance of earning; microeconomic model; risk aversion.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.11092732>

1 Introduction

L'investissement éducatif est avant tout une décision aux enjeux d'une ampleur considérable. Ses répercussions s'étalent sur des années. D'ailleurs, le terme investissement fait référence à une décision dont les conséquences s'étalent sur une longue période. Ainsi, pour l'individu, le choix éducatif devrait être considéré selon une vision stratégique et ceci est d'autant plus qu'il s'agit d'une décision difficilement réversible. Il s'agit de l'une des décisions les plus importantes à prendre dans la vie. L'importance de la variable investissement éducatif, aussi bien pour le système économique global que pour l'individu en particulier est tellement grande qu'il n'est pas étonnant de constater le nombre considérable de travaux réalisés sur ce sujet par différentes disciplines des sciences humaines comme la sociologie, la psychologie et l'économie. Nous nous intéresserons en particulier dans ce travail à une partie de l'apport de l'économie à ce sujet.

Les économistes ont contribué de manière considérable dans l'étude du choix éducatif en adoptant, dans beaucoup de cas, l'approche du choix d'investissement. Dans cette perspective, l'éducation est considérée avant tout comme un investissement qui permet le développement du capital humain chez l'individu. Par conséquent, le choix du type de formation ou de la durée de formation peut être assimilé à un choix d'investissement qui adhère au calcul utilisé pour prendre de telles décisions comme le calcul du rendement de l'investissement éducatif. Le premier modèle développé dans le cadre de la théorie du capital humain pense l'investissement dans un environnement certain ce qui a permis aux chercheurs d'évacuer de la question du choix de formation le problème posé par le risque. Dans ce modèle, l'individu (étudiant, élève ou autre) est un agent rationnel parfaitement informé qui choisit la meilleure formation en se basant sur le calcul de son rendement et qui décide dans un monde où le rendement est connu de manière certaine. Ce modèle pose les premières bases d'une réflexion théorique sur le sujet du choix éducatif d'un point de vue économique mais il néglige l'incertitude qui caractérise le monde réellement affronté par les décideurs. Afin de corriger cette insuffisance, des modèles ont été développés par la suite pour prendre en considération l'effet du risque sur le choix éducatif.

En réalité, l'individu affronte différents types de risques comme le risque de chômage, le risque de mortalité, le risque d'échec, le risque de refus du dossier de candidature et le risque de variance du rendement pécunier. En effet, rien ne garantit à l'étudiant une vie suffisamment longue pour rentabiliser son investissement éducatif, un emploi durable offert juste après l'obtention du diplôme, une réussite à l'obtention du diplôme, ou un meilleur rendement obtenu par ceux qui ont le même diplôme. Ce qui nous intéresse spécialement dans ce travail, c'est le dernier type de risque c'est-à-dire le risque de la variance du rendement de l'investissement éducatif.

Les individus qui ont le même diplôme n'obtiennent pas le même revenu. Certains sont mieux rémunérés que d'autres. Ces différences peuvent être expliquées par les différences d'expérience ou les différences dans certaines caractéristiques personnelles comme l'origine sociale ou les compétences et aptitudes. Cependant, après la neutralisation de l'effet des différences dans les caractéristiques personnelles et professionnelles, une partie de la variance persiste ce qui représente donc un risque à prendre. Cela signifie que les personnes qui ont le même diplôme, le même nombre d'années d'expérience et qui partagent certaines mêmes caractéristiques personnelles ne touchent pas le même revenu. Ainsi, un individu ne sait pas s'il appartiendra au groupe de ses semblables qui touchent le meilleur salaire ou s'il fera partie de ses semblables

qui touchent le revenu le plus bas. Ce risque est d'autant plus élevé que l'écart entre le plus faible revenu et le plus haut revenu est important, toutes choses égales par ailleurs. De manière générale, l'écart-type de la distribution de la part du revenu inexplicée est une mesure logique de ce type de risque.

Si l'individu élève ou étudiant fait face à un investissement risqué, se pose alors la question de l'effet du risque de la variance du rendement pécunier sur le type et le volume de l'investissement éducatif réalisé. Cette question nous renvoie à d'autres questions divisionnaires. L'existence de ce risque ne prouve pas en elle-même sa prise en compte, se pose donc la question de savoir si l'étudiant considère ce type de risque au moment de la prise de décision. Dans le cas où la réponse est affirmative, la question de l'impact du risque sur le volume de l'investissement éducatif prend de l'importance. Est-ce que le risque encourage ou décourage l'investissement éducatif ? Autrement-dit, est-ce que l'étudiant est averse au risque au moment où il prend sa décision ou est-ce qu'il aime le risque. Si le risque est pris en compte dans le choix éducatif, dans quelle mesure le degré d'aversion au risque peut être considéré comme un déterminant du choix éducatif ?

Ce travail propose une synthèse d'un certain nombre de travaux qui ont étudié la question des répercussions du risque de variance du rendement pécunier sur le choix de l'investissement éducatif. Nous présentons les résultats de ces travaux en deux grandes parties. La première partie est consacrée aux travaux théoriques qui ont étudié cette question en développant des modèles microéconomiques tandis que la deuxième partie est consacrée aux travaux empiriques qui testent la validité de certains résultats de la réflexion théorique.

2 L'impact du risque sur le volume de l'investissement éducatif : une réflexion théorique.

Le comportement d'investissement en capital humain sous l'hypothèse de l'incertitude avait bénéficié d'une modélisation théorique qui s'imprègne de la rigueur mathématique connue aux modèles microéconomiques. Sous la lumière de l'analyse économique classique et munis de l'arsenal d'outils de la micro-économie, plusieurs auteurs ont tenté de décortiquer la complexité de la décision d'investissement éducatif quand le projet est incertain. On cite le travail de Levhari et Weiss comme le premier ayant inauguré la file des recherches dans ce sens [1]. Il s'agit d'un modèle de base en deux périodes où le taux marginal et moyen ne se confondent pas nécessairement et dont la corrélation s'avère déterminante dans l'analyse.

2.1 Le modèle du choix de formation en deux périodes.

Dans un modèle à deux périodes, la vie de l'individu est répartie en deux, le présent constitue la première période tandis que le futur est représenté par la deuxième période [1]. L'individu dispose, dans la première période, des capacités productives qu'il peut offrir contre un salaire de y_0 s'il travaille à plein temps. Il peut faire également le choix de n'offrir qu'une partie $1 - \lambda$ (travail à temps partiel) et investir le reste λ dans son éducation. Le revenu total disponible dans la première période est composé de la richesse initiale A probablement un héritage, plus le revenu de son travail $(1 - \lambda)y_0$. L'individu répartit son revenu total entre consommation présente c_0 et épargne $A + (1 - \lambda)y_0 - c_0$. Dans la première période, deux décisions sont prises. La première concerne l'arbitrage entre gain immédiat $(1 - \lambda)y_0$ et investissement éducatif λy_0 tandis que la seconde décision renvoie à l'arbitrage entre consommation et

épargne. Les deux décisions sont prises en fonction de leurs conséquences sur la consommation future.

En effet, le revenu total disponible en deuxième période est le fruit de l'investissement en capital physique (épargne) et de l'investissement en capital humain (éducation) consentis durant la période précédente. Il se compose du placement de l'épargne $A + (1 - \lambda)y_0 - c_0$ au taux d'intérêt en vigueur sur le marché r et des capacités productives y_1 développées à l'aide de l'éducation. Durant la deuxième période, l'individu consomme toute sa richesse, y compris le revenu gagné sur le marché de travail tel que : $c_1 = (A + (1 - \lambda)y_0 - c_0)r + y_1$. Il ne lègue rien à la génération future $B = 0$ [1]. Durant les deux périodes, sa consommation lui procure une utilité représentée par : $u = u(c_0, c_1)$.

L'évolution de son potentiel de gain de y_0 à y_1 dépend du volume de l'investissement éducatif consenti durant la première période ainsi que de l'état futur du monde représenté par la variable aléatoire μ tel que $y_1 = f(\lambda, \mu)$. Le gain potentiel y_1 augmente avec l'investissement éducatif $f_\lambda > 0$ à un rythme décroissant $f_{\lambda\lambda} < 0$ [1]. f_λ mesure la productivité marginale de la technologie de production du capital humain, tandis que $\frac{f_\lambda}{y_0}$ mesure le rendement marginal de l'investissement éducatif. On suppose également que le potentiel de gain augmente avec le risque f_μ formant une courbe concave $f_{\mu\mu} < 0$.

Le consommateur doit arbitrer entre consommation présente c_0 et future c_1 et entre gain présent $y_0(1 - \lambda)$ et investissement éducatif $y_0\lambda$ de façon à maximiser l'utilité espérée tel que :

$$\max_{c_0, \lambda} V = E\{u(c_0, c_1)\} \quad (1).$$

Les variables de décision sont donc la consommation présente c_0 et l'investissement éducatif λ . La résolution du programme de maximisation suggère que le choix optimal $(c_0^*; \lambda^*)$ doit vérifier deux conditions de maximisation [1].

La première condition d'équilibre renvoie à l'arbitrage entre le présent et le futur. Généralement, on préfère consommer aujourd'hui plutôt que demain. Le consommateur continue à épargner jusqu'à ce qu'il atteigne le point d'équilibre où tout transfert du présent vers le futur ne peut augmenter son utilité. À ce niveau, l'utilité marginale de la dernière unité consommée aujourd'hui doit être égale à l'utilité marginale procurée par la dernière unité consommée dans le futur multipliée par un facteur d'escompte. Ainsi, l'écart entre les deux termes est nul :

$$V_{c_0} = 0 \Rightarrow E \left\{ \frac{\partial u(c_0, c_1)}{\partial c_0} - r \frac{\partial u(c_0, c_1)}{\partial c_1} \right\} = 0 \quad (2).$$

Autrement, le consommateur aura intérêt à modifier sa répartition entre présent et futur. On suppose que $\frac{\partial u(c_0, c_1)}{\partial c_0}$ et $\frac{\partial u(c_0, 0)}{\partial c_1}$ sont suffisamment larges pour justifier une consommation positive. Ce qui implique que la consommation présente c_0 sera forcément inférieure à la richesse totale $A + (1 - \lambda)y_0 + \frac{f(\lambda, \underline{\mu})}{\bar{r}}$ même pour le niveau de risque le plus faible $\underline{\mu}$ et le taux d'intérêt le plus élevé \bar{r} [1].

La deuxième condition d'équilibre concerne l'arbitrage entre travail et étude [1]. L'ensemble des paniers de consommation présent/futur accessibles est limité par la contrainte budgétaire intertemporelle $[A + (1 - \lambda)y_0 - c_0]r + f(\lambda, \mu) = c_1$. Celle-ci est déterminée en partie par le niveau d'investissement éducatif consenti qui constitue une variable de choix. Par conséquent la contrainte budgétaire s'impose tout en accordant à l'individu par le biais de l'éducation une marge de manœuvre afin de modifier le champ des possibles. Son comportement rationnel le conduit à investir de façon à élargir au maximum le champ des possibles dans le but d'atteindre le niveau d'utilité le plus élevé. A mesure qu'il sacrifie de plus en plus de son gain potentiel initial y_0 il sacrifie automatiquement ce que cette proportion peut rapporter si elle est épargnée en termes de rendement r , mais il augmente simultanément son gain futur $f(\lambda, \mu)$ au taux de rendement marginal $\frac{f_\lambda(\lambda, \mu)}{y_0}$. Ainsi, l'arbitrage entre revenu immédiat et éducation pour un niveau de consommation donné est en réalité un arbitrage entre investissement physique et investissement en capital humain. Tant que les taux de rendement marginaux en termes d'utilité ne sont pas à égalité il y aura intérêt à modifier son choix en faveur de l'investissement au taux le plus élevé. Ainsi, l'individu continue à sacrifier une partie de son revenu au profit de son éducation jusqu'à l'équilibre où les taux de rendements marginaux en termes d'utilité sont en égalité. Cependant, sous la condition d'incertitude, l'équilibre met en égalité les taux de rendement marginaux espérés en termes d'utilité de sorte que l'écart est nul:

$$V_\lambda = 0 \Rightarrow E\left\{\frac{\partial u(c_0, c_1)}{\partial c_1}(-y_0r + f_\lambda(\lambda, \mu))\right\} = 0 \quad (3).$$

On suppose qu'une solution interne est atteinte tel que $0 < \lambda < 1$.

Le développement de la deuxième condition d'équilibre $E\left\{\frac{\partial u(c_0, c_1)}{\partial c_1}\right\} [E\{f_\lambda(\lambda^*, \mu)\} - E\{r\}y_0] = cov\left\{\frac{\partial u(c_0^*, c_1)}{\partial c_1}, r\right\} y_0 - cov\left\{\frac{\partial u(c_0^*, c_1)}{\partial c_1}, f_\lambda(\lambda^*, \mu)\right\}$ suggère que l'optimum dépend du signe de la $cov\left\{\frac{\partial u(c_0^*, c_1)}{\partial c_1}, f_\lambda(\lambda^*, \mu)\right\}$.

Levhari et Weiss [1] montrent que sous certaines conditions $f_\mu > 0$; $f_\lambda > 0$; $\frac{\partial u(c_0, c_1)}{\partial c_1} < 0$, nous avons

$$sign(f_{\lambda\mu}) = sign(cov\{f, f_\lambda\}) = -sign(cov\left\{\frac{\partial u(c_0, c_1)}{\partial c_1}, f_\lambda\right\}) \quad (4)$$

En supposant que r est certain, Levhari et Weiss concluent que $f_{\lambda\mu}$ est du même signe que l'écart entre rendement marginal espéré du capital humain $E\left\{\frac{f_\lambda(\lambda^*, \mu)}{y_0}\right\}$ et rendement marginal certain du capital physique r tel que $f_{\lambda\mu} \geq 0 \Rightarrow E\left\{\frac{f_\lambda(\lambda^*, \mu)}{y_0}\right\} - r \geq 0$ [1]. Ainsi quand le taux de productivité marginale f_λ augmente avec le risque μ , le rendement marginal espéré du capital humain est supérieur au rendement certain du capital physique $E\left\{\frac{f_\lambda(\lambda^*, \mu)}{y_0}\right\} > r$. Dans le cas inverse où la productivité marginale f_λ baisse avec le risque $f_{\lambda\mu} < 0$ le rendement marginal espéré du capital humain est inférieur au rendement certain $E\left\{\frac{f_\lambda(\lambda^*, \mu)}{y_0}\right\} < r$.

Comment interpréter ce résultat d'un point de vue comportemental ? Le plus facile est de partir du troisième cas non discuté jusqu'ici où le taux de productivité marginale est indépendant du risque tel que $f_{\lambda\mu} = 0$. Dans ce cas l'optimum est d'investir dans son éducation jusqu'à égaliser les taux de rendement des deux types d'investissement. Maintenant quand le risque affecte dans le sens positif le taux de productivité marginale $f_{\lambda\mu} > 0$ la $cov\{f, f_{\lambda}\} > 0$ est alors positive ce qui équivaut à une $cov(\lambda, \mu)$ positive. Ainsi, dans ce cas où $f_{\lambda\mu} > 0$, le risque μ augmente avec l'investissement éducatif λ . Pour un individu averse au risque, c'est-à-dire qui possède une fonction d'utilité croissance et concave, réduire son investissement éducatif pour se prémunir contre le risque est une stratégie plausible. Il arrête alors de sacrifier son gain potentiel avant d'égaliser les deux taux de rendement marginaux. Dans le cas inverse où le taux de productivité baisse avec le risque $f_{\lambda\mu} < 0$, la $cov\{f, f_{\lambda}\} < 0$ prend alors un signe négatif ce qui équivaut à une $cov(\lambda, \mu) < 0$. Dans ces circonstances, le risque diminue avec l'investissement éducatif et l'aversion au risque justifie le surinvestissement éducatif comme stratégie de prémunition contre le risque [1]. Ainsi, l'individu continue à investir dans son éducation et à sacrifier son gain potentiel même quand le taux de rendement espéré du capital humain passe au-dessous du taux de rendement certain r .

L'investissement optimal d'un projet éducatif à risque peut être analysé en le comparant à l'optimum λ^0 sous la condition de certitude. On peut virer théoriquement des conditions d'incertitudes à une situation hypothétique de certitude en supposant que l'individu prévoit de manière presque parfaite l'état de la nature qui se réalisera dans le futur tel que $\mu = \mu_0$ ou bien en supposant que l'espérance de μ est la même dans les deux situations tel que $\mu_0 = E\{\mu\}$ comme on peut supposer que l'individu souscrit à une assurance du revenu de façon à déconnecter le gain de l'état futur du monde [1].

Levhari et Weiss montrent que quelle que soit la définition choisie, sous la condition de certitude, l'individu continue à investir dans son éducation jusqu'à égaliser les deux taux de rendements marginaux de façon à avoir : $\frac{f_{\lambda}(\lambda^0, \mu_0)}{y_0} = r$. La condition d'équilibre sous condition d'incertitude étudiée plus haut suggère que l'optimum vérifie l'inégalité entre taux marginaux tel que : $f_{\lambda\mu} \geq 0 \Rightarrow E\left\{\frac{f_{\lambda}(\lambda^*, \mu)}{y_0}\right\} \geq r$ [1]. En remplaçant r par son équivalent sous condition de certitude on peut déduire que $f_{\lambda\mu} \geq 0 \Rightarrow E\left\{\frac{f_{\lambda}(\lambda^*, \mu)}{y_0}\right\} \geq \frac{f_{\lambda}(\lambda^0, \mu_0)}{y_0}$ [1]. En supposant $f_{\lambda\lambda} < 0$ on peut conclure que

$$f_{\lambda\mu} \geq 0 \Rightarrow E\left\{\frac{f_{\lambda}(\lambda^*, \mu)}{y_0}\right\} \geq \frac{f_{\lambda}(\lambda_1^0, \mu_0)}{y_0} \Rightarrow \lambda^* \leq \lambda_1^0 \quad (5).$$

L'incertitude, quand elle augmente avec le niveau éducatif $f_{\lambda\mu} > 0$, décourage les individus averses au risque à investir dans leur éducation. Le niveau d'investissement optimal sous incertitude est dans ce cas inférieur à l'optimum sous certitude $\lambda^* < \lambda^0$. Le cas opposé produit l'effet contraire. L'incertitude, quand elle baisse avec le niveau éducatif $f_{\lambda\mu} < 0$, encourage les individus averses au risque à investir dans leur éducation. Le niveau d'investissement optimal sous incertitude est dans ces conditions supérieur à l'optimum sous certitude $\lambda^* > \lambda^0$.

Levhari et Weiss pensent que, sur le plan empirique, l'hypothèse d'un risque croissant avec le niveau éducatif prévaut $f_{\lambda\mu} < 0$ [1]. L'incertitude qui caractérise les conditions économiques

ainsi que les circonstances de production du capital humain mènent vers le sous-investissement éducatif.

Dans le modèle de Levhari et Weiss, l'offre de travail est exogène. Elle ne varie pas quand le taux de salaire augmente. Sous ces hypothèses, le rendement qui ne dépend pas du nombre d'heures travaillées augmente nécessairement avec le niveau éducatif $f_\lambda > 0$. En principe, la théorie du capital humain stipule que l'individu améliore son taux de revenu futur et par conséquent son potentiel de gain à mesure qu'il allonge les années d'études. Cependant, le rendement éducatif potentiel ne se réalise que si l'offre de travail est maximale. Autrement, si l'individu décide de réduire son offre de travail, le gain potentiel ne se réalise qu'en partie, et l'amélioration du taux de salaire s'en trouve compensée par une baisse des heures de travail qui ramène le taux de rendement à la baisse. Ainsi, le rendement réalisé n'augmente plus nécessairement avec le niveau éducatif quand l'offre de travail devient endogène. L'endogénéisation de la variable offre de travail n'est pas sans implication sur la relation entre le risque et le choix éducatif. Snow et Warren proposent un modèle à deux périodes [2], similaire à celui de Levhari et Weiss, mais corrigé par l'endogénéisation de l'offre de travail.

2.2 Investissement éducatif et offre de travail sous la condition d'incertitude.

Nous reprenons le modèle de Levhari et Weiss auquel nous introduisons quelques modifications de sorte que la variable heure de travail devient endogène et que le modèle se convertit au problème proposé par Snow et Warren [2]. Durant la première période, l'individu ne consomme pas uniquement des biens et des services c_0 mais également du loisir qui coûte le manque à gagner, supporté tel que $m = c_0 + l_0 y_0$ où m est la consommation dans le présent. Il répartit son temps entre travail h_0 étude λ et loisir l_0 tel que $y_0 T = y_0 h_0 + y_0 l_0 + y_0 \lambda$ où $T = h_0 + l_0 + \lambda$ [2].

Le revenu disponible en deuxième période est composé de l'épargne de la première période $(A_0 + T y_0 - m - y_0 \lambda)$ placé au taux d'intérêt r plus les compétences productives $T y_1$ développées à l'aide de l'investissement éducatif λ . La consommation en deuxième période est composée également de biens et services c_1 et du temps de loisir $y_1 l_1$ tel que $I = c_1 + l_1 y_1$ où I est la consommation future. Dans le modèle de Snow et Warren, l'individu peut diminuer son temps de travail pour consommer plus de temps de loisir. Il répartit son temps entre travail et loisir tel que $T_1 = l_1 + h_1$. On suppose comme dans le modèle de Levhari et Weiss que l'individu ne lègue rien et consomme la totalité de son revenu disponible en deuxième période tel que $(A_0 + T y_0 - m - y_0 \lambda)r + T y_1 \equiv I(m, \lambda, y_1)$.

L'individu rationnel doit choisir à l'instant présent sa consommation présente m^* et le volume de son investissement éducatif λ^* de façon à maximiser son utilité espérée $EU(m, I)$ où $U(m, V) = v(m) + V(I)$ compte tenu de ses contraintes qu'elles soient budgétaire $c_0 + y_0(l_0 + \lambda) + \left(\frac{1}{r}\right)c_1 + \left(\frac{f(\lambda, \mu)}{r}\right)l_1 = A_0 + y_0 T + \frac{f(\lambda, \mu)}{r} T$ temporelle ($T = h_0 + l_0 + \lambda$; période 0) ($T = h_1 + l_1$; période 1) ou technologique $y_1 = f(\lambda, \mu)$.

La solution du problème de maximisation doit vérifier deux conditions d'équilibre [2]. La première condition d'équilibre donnée par

$$EU_m = 0 \Rightarrow v_m - rEV_I = 0 \quad (6).$$

Cette condition concerne le choix entre le présent et le futur. Elle stipule que le dernier dirham dépensé dans la consommation présente doit procurer une utilité marginale v_m égale à celle procurée par le dernier dirham dépensé dans la consommation future EV_I , multipliée par le facteur d'escompte r .

La deuxième condition d'équilibre donnée par

$$EU_e = 0 \Rightarrow y_0 E\{(\rho - r)V_I\} = 0 \quad (7).$$

Elle dicte la règle d'affectation du gain potentiel entre investissement en capital physique et investissement en capital humain. Elle stipule que l'individu rationnel devrait investir dans son capital humain jusqu'à égalisation entre les taux de rendement marginaux en termes d'utilité relatifs aux deux types d'investissement $E(\rho - r)V_I$. Un déséquilibre signale qu'il y aurait à gagner en modifiant la combinaison actuelle. On remarque que les conditions d'équilibres exposées ici ressemblent à bien des égards aux conditions d'équilibre découlant du modèle de base à offre de travail exogène à l'exception du taux de rendement marginal de l'investissement en capital humain ρ . En effet le taux ρ ne s'exprime pas uniquement en fonction de la productivité marginale de l'investissement éducatif f_λ mais également en fonction du nombre d'heures de travail offertes h_1 tel que $\rho = f_\lambda(\lambda, \mu)h_1(f(\lambda, \mu))/y_0$ [2]. L'augmentation de l'investissement éducatif permet selon la théorie du capital humain d'améliorer le taux de salaire futur qui à son tour modifie l'arbitrage entre loisir et offre de travail et produit par là un effet de freinage sur l'accroissement du taux de rendement.

A partir de la condition d'optimalité de l'investissement éducatif $y_0 E\{(\rho - r)V_I\} = E(\rho - r)EV_I + cov(\rho, V_I) = 0$ on conclut que :

$$signE(r - \rho) = sign(cov(\rho, V_I)) \quad (8).$$

Snow et Warren montrent que $-sign\rho_\mu = cov(\rho, V_I) = signE(r - \rho)$. Par conséquent, le taux de rendement marginal du projet éducatif sera supérieur égal ou inférieur au taux de rendement du capital physique selon que ρ_μ est supérieur inférieur ou égal à 0 [2]. C'est la conclusion de Levhari et Weiss qui s'en trouve confirmée dans ce modèle mais les implications qui en découlent diffèrent comme on le découvrira ci-dessous selon que l'offre de travail est considérée endogène ou exogène.

En supposant que h_1 est exogène, le signe de ρ_μ est indépendant de l'arbitrage entre loisir et travail. Supposons que $\rho_\mu = 0$, le taux de rendement marginal est alors indépendant du risque, il n'est plus aléatoire, tandis que le taux de salaire futur f l'est toujours. Dans ces conditions, une variation du risque $\Delta\mu$ impacte le taux de salaire futur Δf ce qui se traduit par un effet de revenu absent dans le modèle de Levhari et Weiss. En supposant que h est exogène la variation du taux de salaire induite par la variation du risque n'impacte pas le taux de rendement marginal ρ et par conséquent elle reste sans effet sur le choix éducatif λ . En revanche, considérer l'offre de travail h_1 comme endogène, implique un effet de revenu sur le taux de rendement non nul $\rho_I = -f_\lambda l_{1I}/y_0$, qui impacte par conséquent le choix éducatif [2]. Ainsi, même quand le risque n'impacte par directement le taux de rendement $\rho_\mu = 0$ il y a toujours un impact indirect transmis par l'effet du revenu. Par conséquent, dans le modèle à offre de travail endogène, le signe de ρ_μ n'est plus déterminant dans le lien entre risque et investissement éducatif. On peut plus conclure à partir du signe de ρ_μ si le risque encourage ou décourage l'investissement. Se pose alors la question de l'effet du revenu sur l'investissement éducatif.

L'effet marginal du revenu sur l'investissement éducatif est donné par :

$$\frac{d\lambda}{dI} = \frac{v_{mm}EU_{m\lambda}}{rH} \quad (9).$$

où $H = EU_{mm}EU_{\lambda\lambda} - EU_{m\lambda}^2$.

En supposant l'aversion au risque, on a $v_{mm} < 0$. L'optimalité de solution au problème de maximisation nécessite comme condition de deuxième ordre le signe positif de $H = EU_{mm}EU_{\lambda\lambda} - EU_{m\lambda}^2$ tel que $H > 0$. Ainsi le sens de variation de l'investissement éducatif $d\lambda$ quand le revenu augmente dI est déterminé par le signe de la variation de l'utilité marginale espérée de la consommation présente EU_m par rapport au niveau d'étude λ , où $EU_{m\lambda} = rE[f_\lambda l_{1I} - y_0(\rho - r)V_{II} = ry_0E[(r - \rho)V_{II} - \rho_I V_I]$ [2]. S'il est négatif $EU_{m\lambda} < 0$, alors l'éducation est un bien normal puisque sa demande augmente avec le revenu $\frac{d\lambda}{dI} > 0$. En revanche, si cette variation prend un signe positif, alors l'éducation est un bien inférieur puisque sa demande dans ce cas diminue quand le revenu augmente $\frac{d\lambda}{dI} < 0$.

Le signe de $EU_{m\lambda}$ dépend des deux hypothèses. Quatre cas de figures sont envisageables : certitude avec offre de travail exogène, certitude avec offre de travail endogène, incertitude avec offre de travail exogène et incertitude avec offre de travail endogène [2]. Snow et Warren montrent que $EU_{m\lambda}$ est nul dans le premier cas et positif dans le deuxième. On montre également que dans le troisième cas de figure qui concorde avec le modèle de Levehari et Weiss, $EU_{m\lambda}$ prend le même signe que ρ_μ . Le dernier cas de figure représente le modèle de Snow et Warren où on suppose simultanément l'incertitude et l'endogénéité de l'offre de travail [2]. On a alors la différence des taux de rendement négative $E(r - \rho) < 0$ quand $\rho_\mu > 0$ et un effet négatif du revenu sur le taux de rendement éducatif $\rho_I < 0$ ce qui laisse le signe de $EU_{m\lambda} = ry_0E[(r - \rho)V_{II} - \rho_I V_I]$ indéterminé.

Dans le cas où le taux de rendement de l'investissement éducatif est indépendant du risque $\rho_\mu = 0$ et en supposant que l'aversion au risque absolue est constante (CARA), on peut conclure que :

$$EU_{m\lambda} = -ry_0E\rho_I V_I > 0 \quad (10).$$

Par conséquent, l'éducation est un bien inférieur $\frac{d\lambda}{dI} < 0$ [2]. Ce résultat s'explique par l'effet de la richesse sur l'arbitrage entre travail et loisir. En effet, dans le cas où le taux de rendement est sans risque, l'augmentation de la richesse induit une baisse de l'offre de travail, et par conséquent le gain potentiel effectivement concrétisé diminue. En présence d'incertitude avec un taux de rendement qui évolue dans le sens contraire que le risque $\rho_\mu < 0$, et en supposant une aversion au risque absolue décroissante (DARA), l'arbitrage entre travail et loisir s'en trouve renforcé. En effet, dans ces conditions, l'individu rationnel sera enclin à diminuer son investissement afin de se prémunir contre le risque. Dans le cas contraire $\rho_\mu > 0$, la présence du risque produit un effet opposé se qui rend l'éducation un bien moins inférieur et peut-être même supérieur. Cette analyse nous apprend sur l'effet du revenu sur l'investissement qui opère différemment selon les cas. Mais l'effet global du risque sur l'investissement éducatif est jusqu'ici un mystère non encore résolu.

Snow et Warren proposent alors deux théorèmes qui établissent l'effet global du risque sur l'investissement [2]. Le premier théorème concerne le cas où le taux de rendement du capital humain est indépendant du risque tel que $\rho_\mu = 0$. Dans ce cas de figure la variation de

l'investissement éducatif $d\lambda$ par rapport au risque $d\gamma$ est du même sens que la variation de l'aversion au risque par rapport au revenu $-V_{I\mu\mu}$ tel que :

$$\text{sign}\left(\frac{d\lambda}{d\gamma}\right) = \text{sign}(-V_{I\mu\mu}) \quad (11).$$

où γ est défini comme mean preserving spread de la fonction de distribution $F(\mu)$.

Le deuxième théorème établit ce même lien entre éducation et risque mais pour le cas où $\rho_\mu \neq 0$ en introduisant cette fois-ci de nouvelles hypothèses. L'analyse de l'effet de l'éducation et risque s'avère compliquée. Snow et Warren présentent les résultats généraux pour une augmentation du risque forte qui répond à deux propriétés telles quelles sont définies par Meyer et Ormiston [2]. Ils posent γ cette augmentation forte de risque autour de μ conforme à la définition précitée. Dans le cas où $\rho_\mu > 0$, si $\rho_{\mu\mu} < 0$ et que $\text{sign}\left(\frac{d\lambda}{dI}\right) = \text{sign}(-V_{I\mu\mu})$ alors $\frac{d\lambda}{d\gamma} < 0$. Dans le cas opposé où $\rho_\mu < 0$, si $\rho_{\mu\mu} > 0$ et que $\text{sign}\left(\frac{d\lambda}{dI}\right) = \text{sign}(-V_{I\mu\mu})$ alors $\frac{d\lambda}{d\gamma} > 0$. On remarque que dans le modèle de Snow et Warren, quand le rendement marginal de l'éducation augmente avec le risque mais à un rythme décroissant $\rho_{\mu\mu} < 0$, sous certaines hypothèses l'individu rationnel est de moins en moins encouragé à investir dans son éducation à mesure que le risque augmente ce qui confirme les prédictions théoriques de Livhari et Weiss. Ainsi on peut conclure, suivant les modèles théoriques du capital humain sous condition d'incertitude, que le niveau d'étude sera moins élevé dans les périodes caractérisées par un risque éducatif plus élevé. Les données et les études empiriques confirment-elles ces prédictions théoriques ?

Les modèles à deux périodes étudiés jusqu'ici, utilisent une mesure synthétique unique du risque sans distinguer entre ses différentes sources. Toute l'incertitude est capturée par une seule variable aléatoire μ dont dépend le rendement de l'investissement en capital humain. De plus comme leur nom l'indique les modèles à deux périodes étudient les choix d'investissement sur un horizon temporel répartie en deux périodes uniquement. Ils ne peuvent par conséquent nous renseigner en détail sur le comportement de l'individu tout au long du cycle de vie. Le modèle de Williams constitue dans une certaine mesure, un dépassement aux deux limites citées ici [3]. Il s'agit d'un dépassement parce que premièrement, le modèle en question pose le problème de choix d'investissement en temps continu. L'espace temporel est réparti en une multitude de périodes infinitésimales et recouvre tout le cycle de vie. Deuxièmement, le modèle de Williams distingue entre quatre sources de risque et associe à chacune d'elles une variable aléatoire dont le rôle est de capturer un risque spécifique. Mais ce dépassement est uniquement dans une certaine mesure car le modèle ne prend pas en compte toutes les sources de risque qui existent.

2.3 Le choix éducatif et les différentes sources de risque : un modèle en temps continu.

Contrairement aux modèles déjà présentés qui confondent les différentes sources de risque dans une seule mesure synthétique du risque μ , le modèle de Williams spécifie trois variables aléatoires afin de capturer séparément trois types de risques spécifiques [3]. Premièrement, l'étudiant n'est pas supposé connaître avec certitude la productivité du temps consacré aux études. Le taux de production de son capital humain $\theta(t; t + \Delta t)\lambda(t)$ dépend d'une variable aléatoire θ qui représente son incertitude sur ses propres capacités ainsi que sur la qualité des inputs tel que les outils pédagogiques utilisés, la qualité de l'enseignement dispensé, le cadre

social de l'établissement éducatif etc. La composante stochastique du taux d'accumulation du capital humain supposée infiniment divisible suit une distribution log normale de moyenne $\mu_\theta \Delta t + o\Delta t$ (où $o\Delta t$ est d'un ordre plus petit que Δt) et d'une variance de $\sigma_\theta^2 \Delta t + o(\Delta t)$. Le capital humain déjà accumulé $y(t)$ déprécie également selon un taux aléatoire $\delta(t; t + \Delta t)$ infiniment divisible qui suit une distribution log normale avec une moyenne de $\mu_\delta \Delta t + o\Delta t$, une variance de $\sigma_\delta^2 \Delta t + o(\Delta t)$ et une covariance égale à $\sigma_{\delta\theta} \Delta t + o(\Delta t)$.

Alors que le salaire actuel est connu avec certitude, tous les salaires futurs sont supposés incertains. Par conséquent, le salaire relatif futur à un instant donné par rapport au salaire actuel $\frac{W(t, t+\Delta t)}{W(t)}$ est également une variable aléatoire log normalement distribuée infiniment divisible avec une moyenne de $W(t)(1 + \mu_w \Delta t) + o(\Delta t)$ une variance de $W^2(t)\sigma_w^2 + o(\Delta t)$. Sa covariance avec les taux de production θ et de dépréciation δ aléatoires est supposée nulle. Cela signifie que le capital humain est rémunéré à un taux de salaire qui évolue indépendamment de son taux d'accumulation. Les trois paramètres stochastiques décomposent le risque global attaché au rendement de l'investissement éducatif en deux composantes. La première renvoie aux risques inhérents à la technologie de production et aux capacités individuelles à produire θ et préserver son capital humain δ . La deuxième composante fait référence aux conditions économiques et leur impact sur la dynamique de l'offre et la demande qui affecte la rémunération des compétences sur le marché de travail. La covariance nulle suppose que les deux sources de risque sont indépendantes.

Entre l'instant t et l'instant $t + \Delta t$, le capital humain évolue de $y(t)$ à $y(t + \Delta t)$ selon un taux de variation $\Delta y(t; t + \Delta t)$. Celui-ci se compose du taux de production $\theta(t; t + \Delta t)\lambda(t)$, du taux de dépréciation $\delta(t; t + \Delta t)$ et du taux d'évolution des salaires $\frac{W(t+\Delta t)}{W(t)}$ tel que :

$$y(t + \Delta t) = y(t) * \Delta y(t; t + \Delta t) \quad (12).$$

$$\text{où } \Delta y(t; t + \Delta t) = \frac{W(t+\Delta t)}{W(t)} [1 - \delta(t; t + \Delta t) + \theta(t; t + \Delta t)].$$

En temps continu c'est-à-dire pour Δt tend vers 0, le taux d'accumulation stochastique du capital humain est donné par :

$$-\frac{dy}{y} = (\mu_w + \mu_\theta e - \mu_\delta)dt + (\gamma_w + \gamma_\theta e - \gamma_\delta)'dZ \quad (13).$$

où dZ est l'augmentation instantanée du processus standard de Weiner à dimension $N + 3$ [3]. Le taux d'accumulation s'exprime donc linéairement par rapport au temps consacré à la formation λ . La longueur du temps dédié aux études affecte positivement la moyenne et la variance du taux d'accumulation du capital humain. C'est le contrôle exercé par l'individu sur cette évolution stochastique.

Dans le modèle de Williams l'investissement en capital financier est également risqué [3]. La richesse financière dont dispose l'individu w plus ce qu'il gagne sur le marché de travail y sont affectés à la consommation c et à la constitution d'un portefeuille d'investissement financier. Le portefeuille se compose d'un actif sans risque qui rémunère au taux de r et de N actifs risqués. Par conséquent, l'accumulation de la richesse revêt également un caractère stochastique.

L'individu est supposé rationnel. Il répartit sa consommation entre le présent et le futur et son temps entre travail, loisir et étude de façon à maximiser sa fonction d'utilité espérée $V(\cdot)$. Celle-ci couvre tout le cycle de vie. Elle est exprimée en fonction de la consommation, du loisir l et du capital humain y tel que $V = E \int U(c, y, l, t)$. Son programme d'optimisation correspond au :

$$\max\{E \int U(c, y, l, t) + B(w(T), T)\} \quad (14).$$

Sous les deux contraintes d'accumulation du capital humain et de la richesse [3]. Tout au long du cycle de vie c est positive et λ et l sont compris entre 0 et 1 ce qui rajoute deux contraintes supplémentaires au problème d'optimisation.

L'investissement éducatif optimal qui découle de la résolution du problème d'optimisation vérifie l'égalité suivante :

$$\lambda = -\frac{J_k}{J_{kk}k} \frac{\mu_\theta - \frac{J_w}{J_k}}{\sigma_\theta^2} + \frac{\sigma_{\theta\delta}^2}{\sigma_\theta^2} \quad (15).$$

où J définit la fonction d'utilité indirecte qui associe à une combinaison donnée de capital humain et du capital non humain, la valeur maximale de l'utilité espérée [3]. L'auteur constate que les croyances et des préférences individuelles déterminent le choix optimal. En effet, le temps de formation optimal λ^* dépend des croyances sur la productivité marginale en capital humain μ_θ , des croyances sur le risque lié à la productivité en capital humain σ_θ^2 et des croyances sur la covariance entre le taux production et le taux de dépréciation du capital humain $\sigma_{\theta\delta}$. L'optimum dépend également de l'aversion au risque relative $-\frac{J_{kk}k}{J_k}$ qui reflète les préférences par rapport à la prise de risque ainsi que du temps marginal de substitution entre capital humain et capital non humain $\frac{J_w}{J_k}$.

Il est facile de déduire, à partir de la condition d'équilibre, le sens de variation du temps optimal d'étude par rapport à un changement de croyances ou d'attitudes. Il est clair que l'augmentation du risque liée à la productivité en capital humain σ_θ^2 impacte négativement l'investissement optimal en formation λ^* [3]. Il apparait également qu'un individu plus averse au risque $-\frac{J_{kk}k}{J_k}$ investira moins toute chose égale par ailleurs dans sa formation à rendement risqué [3]. Le paramètre $\frac{\sigma_{\theta\delta}}{\sigma_\theta^2}$ quantifie la couverture maximale contre le risque de dépréciation du capital humain. L'auteur cite comme exemple clarificateur le cas où la production et la dépréciation du capital humain sont à vitesse égale [3]. Dans cette situation la covariance est négative $\sigma_{\theta\delta} < 0$. Par conséquent, la couverture contre le risque est négative ce qui traduit un effet de baisse de l'investissement éducatif.

Selon Williams, la distinction entre les deux sources de risques associées au rendement a conduit à une allocation optimale du temps d'étude qui ne tient pas compte directement de l'investissement en capital financier [3]. Le modèle isole l'impact des forces du marché des facteurs individuels affectant la productivité. Cette séparation explique l'indépendance entre le choix éducatif et l'investissement en actifs commercialisables. Dans les modèles où le risque est résumé dans une variable synthétique unique, l'analyse de l'effet de l'incertitude sur le choix

éducatif s'appuie fortement sur la comparaison entre rendement du capital humain et rendement du capital non humain.

Williams introduit une hypothèse supplémentaire se rapportant aux préférences individuelles [3]. Il suppose que la fonction d'utilité U prend la forme suivante :

$$U(c, l, y, t) = \alpha(t)[c(t) - \mathbf{c}(t)]^\gamma [l(t)y(t)]^\beta \quad (16).$$

avec $\mathbf{c}(t) \geq 0$ et $\gamma + \beta = 1$ et où \mathbf{c} correspond au niveau de consommation minimum acceptable.

Il suppose également que :

$$B[w(T), T] = \beta[T][w[T] - \mathbf{w}[T]]^{\gamma+\beta} \quad (17).$$

La solution approximative au nouveau problème est donnée par :

$$\lambda \approx \frac{\mu_\theta - \frac{1}{\eta}}{(1-\gamma-\beta)\sigma_\theta^2} \left(1 + \frac{w-\mathbf{w}}{\eta y}\right) + \frac{\sigma_{\delta\theta}}{\sigma_\theta^2} \quad (18).$$

où $\mathbf{w} = \int_t^T c(T)e^{-r(\tau-t)} d(\tau) + w(T)e^{-r(\tau-t)}$

Par conséquent l'augmentation du risque σ_θ^2 décourage l'investissement éducatif λ [3]. On conclut également que l'aversion au risque $(1 - \beta)$ et l'accumulation du capital humain (y) entraînent également une baisse du volume de l'investissement éducatif. En revanche, l'accumulation de la richesse semble encourager l'investissement en capital humain.

Dans tous les modèles présentés jusqu'ici, l'étudiant décide à l'instant $t = 0$ du volume de son investissement, compte tenu, des informations dont il dispose. Cependant, après une année d'étude, la donne peut changer, de nouveaux signaux positifs ou négatifs apparaissent et chamboulent tous les calculs. Dans ces circonstances, l'étudiant est incité à réviser ses calculs et peut-être à changer sa décision. Le processus peut se répéter au début de chaque année. On reconnaît ici un processus décisionnel séquentiel. Au début de chaque année, l'étudiant réévalue le rendement du projet et les conséquences de l'interruption ou la continuation des études. Si par exemple, les conditions économiques changent brusquement et de manière inattendue de façon à rendre la continuation décidée auparavant non rentable ou non optimale, l'individu rationnel décidera contre ses prédictions de mettre fin à ses études.

L'étudiant conscient de l'instabilité de l'environnement économique, se posera toujours des questions sur les opportunités à venir. En quittant sa formation, l'individu s'engage dans une suite de flux de revenus incertains et qui peut s'avérer par la suite non optimale. De plus, les conséquences d'une telle décision sont difficilement réversibles, une fois sur le marché de travail, l'individu entame une nouvelle vie de responsabilité et d'indépendance. C'est aussi une période de la construction de l'institution familiale très exigeante donnant lieu à des obligations et responsabilités. Il est difficile pour l'individu, dans ces conditions, de retourner aux études. L'interruption du projet éducatif est donc une décision aux conséquences irréversibles. D'un autre côté, l'individu en décidant de différer son entrée sur le marché du travail pour atteindre un niveau éducatif plus élevé, il garde l'option de gagner un revenu meilleur, et évite de s'engager dans un processus de gain aléatoire aux conséquences irréversibles L'étudiant

bénéficie donc d'une valeur d'option négligée jusqu'ici par les modèles théoriques déjà exposés.

On peut objecter à l'hypothèse de l'irréversibilité, la diversité de l'offre de formation adaptée aujourd'hui aux besoins des personnes en emploi qui désirent reprendre leurs études. Mais le retour aux études, bien qu'il soit plus facile, est-il réellement sans coûts ?

2.4 Choix éducatif, valeur d'option et processus de décision séquentiel

Le modèle de Billkic et al, introduit la valeur d'option comme élément d'évaluation de la continuation du projet éducatif [4]. Dans ce modèle, et contrairement aux modèles présentés jusqu'ici, l'individu maximise le gain qu'il espère tirer de son éducation au lieu de l'utilité procurée par la consommation de son revenu. Par conséquent, la décision éducative ne tient compte ni des préférences pour le présent, ni de l'arbitrage entre travail et loisir.

L'éducation est représentée comme une continuité dans le temps donnant à des niveaux d'études de plus en plus élevés associés à des suites de flux de revenu de plus en plus important caractérisés par un salaire d'entrée sur le marché du travail et une dynamique d'évolution des flux qui sont supposés aléatoires. Le niveau du salaire d'entrée influence positivement le niveau dans lequel évolue tout au long de la vie professionnelle le profil de gain associé. Le salaire d'entrée $\tilde{f}(\lambda, \sigma)$ augmente positivement avec l'investissement éducatif λ selon un taux marginal espéré de croissance noté \tilde{f}_λ tel que $\tilde{f}_\lambda = E\left(\frac{d\tilde{f}}{d\lambda}\right)$ L'évolution aléatoire du salaire d'entrée $d\tilde{f}$ dans le temps dt suit un mouvement brownien, un processus standard d'évolution de Wiener dW et une volatilité constante σ tel que $d\tilde{f} = \tilde{f}_\lambda \tilde{f} dt + \sigma \tilde{f} dW \forall t \in [0, T]$ où T est la date d'interruption des études et le commencement de la vie professionnelle [4]. Les flux des salaires reçus f tout au long de la vie professionnelle dt connaissent également une dynamique suivant un mouvement brownien géométrique. Ils évoluent selon un taux moyen espéré de croissance supposé constant α , un processus standard de Weiner dW et une volatilité constante σ tel que $df = \alpha f dt + \sigma f dW \forall t > T$ [4]. Chaque date de commencement plausible de la vie professionnelle est associée à un profil de gain fixé suivant les processus aléatoires cités résumant toutes les opportunités offertes. On exclut alors de l'analyse toute autre opportunité de gain non incluse dans les processus aléatoires spécifiées. La valeur brute du capital humain V^{gross} correspond à la somme des flux de revenus futurs f espérés actualisés au taux r tel que :

$$V^{gross} = E\left\{\int_T^\infty f e^{-r(t-T)} dt\right\} = \frac{f}{r-\alpha} \quad (19).$$

Pour faire simple on suppose que la durée de vie est infinie $[T, \infty[$.

Même quand la formation est gratuite, l'étudiant afin de réussir dans ses études sera amené, selon ses besoins et ses capacités, à engager différentes dépenses pour se procurer des livres, du matériel informatique, s'inscrire dans des cours de soutiens scolaire. De plus, l'enseignement gratuit exige généralement des frais d'inscription. Par conséquent, l'étudiant sera amené à dépenser une somme C plus ou moins importante, selon ses capacités, afin de réussir à la fin de l'année scolaire et passer au niveau suivant. Il s'ensuit que l'étudiant dépensera en totalité, durant tous son parcours scolaire, une somme de $I(T) = \int_0^T C e^{r(T-t)} dt + \bar{C}$, où \bar{C} est le coût d'étude de la dernière année scolaire plus les coûts nécessaires à la recherche d'emploi et l'entrée sur le marché de travail [4]. Bizarrement, les auteurs ne font aucune référence au coût d'opportunité. On retranche le coût total de l'investissement en éducation $I(T)$ de la valeur

brute du capital humain pour retrouver la valeur nette du projet éducatif V tel que $V = V^{gross} - I(T)$.

Durant son parcours scolaire, l'étudiant peut, à chaque moment t , calculer la valeur de son éducation en supposant que la date d'évaluation correspond à une date d'interruption plausible de son parcours scolaire $t = T$ puis la comparer avec la valeur d'option $F(T)$ qui résume les opportunités dont il peut bénéficier si jamais il décide de pousser plus loin ses études. En effet, si jamais l'étudiant opte pour la continuation des études, il diffère son entrée sur le marché de travail ce qui lui évite de se lier à un profil de gain incertain et irréversible. Il préserve par là également l'espoir d'obtenir un gain meilleur en améliorant son niveau éducatif. La valeur d'option est donnée par [4] :

$$rFdt = E(dF) \quad (20).$$

Le choix éducatif $\lambda = T$ est une suite de décisions séquentielles. L'étudiant en formation avait décidé à la fin de chaque année d'étude réussie précédemment $t < T$ de refuser l'entrée sur le marché de travail et de continuer ses études après avoir constaté que la valeur d'option $F(t)$ excède la valeur du capital humain $V(t)$ accumulé jusqu'alors. Il continuera à procéder de la même manière pour les années qui suivent et repousser son entrée au marché de travail jusqu'à accumuler un capital humain dont la valeur dépasse la valeur d'option. A cette date T où $V(T) > F(T)$, l'étudiant interrompt les études et décide de commencer sa vie professionnelle. La séquence des décisions prises est la suite de solutions apportées aux problèmes donnés par :

$$\max\{V(T), F(T)\} \quad (21).$$

L'étudiant, armé des lois qui gouvernent l'évolution aléatoire du salaire d'entrée \tilde{f} , ainsi que sa dynamique tout au long de la vie professionnelle, est en mesure de calculer pour chaque durée d'étude t , le niveau de salaire requis f^* pour que la valeur du capital humain accumulé jusqu'à cette date $V(t)$ soit supérieure ou égale à la valeur d'option $F(t)$. Le salaire minimum calculé permet de remplacer t par T puisque à cette date t , il est opportun sous la condition du salaire minimum de quitter l'école tel que $t = T = \lambda$. Exprimé autrement, le salaire minimum pour chaque $t = T$ doit vérifier :

$$F(T) = V(T) = V^{gross}(T) - I(T) \quad (22).$$

Deux conditions supplémentaires se rajoutent, la condition de borne inférieure donnée par $F_t(0) = 0$, ainsi que la condition de lissage qui suppose un taux d'évolution unique de $V(f^*)$ et $F(f^*)$ par rapport à f tel que $\frac{dF(f^*)}{df} = \frac{d(V^{gross}(f^*) - I(T))}{d(f)}$ [4]. Le salaire minimum qui constitue la solution au problème ainsi posé, vérifiant nécessairement les trois conditions précitées, sera extrait à partir de l'équation Hamiltonian-Jacobi-Bellman ainsi que le lemme d'Ito appliqué pour dF . Pour un coût d'étude annuel supposé constant C et compte tenu des processus d'évolution stochastique gouvernant le salaire futur f à l'entrée et tout au long de la vie professionnelle, le salaire minimum est donné par :

$$f^*(T = \lambda) = \frac{\beta}{\beta - 1} (r - \alpha) I(T) \quad (23)$$

où $\beta = \frac{1}{2} - \frac{\delta}{\sigma^2} + \sqrt{\left(\frac{1}{2} - \frac{\delta}{\sigma^2} + \frac{2r}{\sigma^2}\right)}$ et $r > \delta$.

La solution prend la forme d'une fonction puisque l'étudiant doit pour chaque durée $t = T$ calculer le salaire minimum correspondant f^* . Le nombre d'années d'études λ en hausse, alourdit le coût total de l'investissement $I(T = \lambda)$ qui à son tour détermine le salaire minimum requis pour une entrée optimale au marché de travail.

Afin de prévoir la durée d'étude optimale λ^* , l'étudiant doit être en mesure de prévoir la date à laquelle le salaire d'entrée en vigueur $\tilde{f}_i(t_i)$ correspond au salaire minimum requis $f^*(T_i)$ pour une entrée optimale, sur le marché de travail à cette même date. À partir du processus stochastique gouvernant l'évolution du salaire d'entrée, donné par $d\tilde{f} = \tilde{f}_\lambda \tilde{f} dt + \sigma \tilde{f} dW \forall t \in [0, T]$, il est possible d'estimer la date espérée correspondant à la première réalisation d'un salaire d'entrée \tilde{f}_i . Partant du salaire d'entrée certain f_0 en vigueur aujourd'hui $t = 0$ et en appliquant le théorème de Girsanov, on obtient la fonction de probabilité à densité permettant d'estimer la durée probable de la première réalisation d'un salaire d'entrée donné \tilde{f}_i pourvu qu'il soit supérieur au salaire d'entrée certain actuel $\tilde{f}_i > f_0$ [4]. La durée de la première réalisation de $\tilde{f}_i \in]f_0, \infty[$ s'exprime en fonction de $\frac{\tilde{f}_i}{f_0}$ comme suit :

$$E\tilde{T} = \frac{1}{\delta - \frac{1}{2}\sigma^2} \ln\left(\frac{\tilde{f}_i}{f_0}\right) \quad (24).$$

Maintenant, l'étudiant connaît, pour chaque date T , à quel prix il doit faire son entrée f^* , il connaît également à quelle date probable $E\tilde{T}$ un prix donné $\tilde{f}_i \in]f_0, \infty[$ se réalisera, il ne lui reste qu'à chercher la date probable dont le salaire d'entrée prévu est égal au prix minimum $\tilde{f}_i(T_i) = f^*(T_i)$ qui rend opportun à cette date $T^* = E\tilde{T} = \lambda^*$ le commencement de la vie professionnelle. Il est important de noter qu'il ne s'agit que de prévisions devinées à partir de processus aléatoire. Elles peuvent avec le temps s'avérer fausses au regard des données réelles. La date T_i à laquelle $\tilde{f}_i(T_i) = f^*(T_i)$ peut arriver plus tôt que prévu rétrécissant ainsi la durée d'étude optimale.

Sous certaines conditions, il est possible d'écrire λ^* en fonction implicite des différents paramètres du problème d'optimisation. On suppose alors que le coût annuel d'investissement est constant, la dynamique du revenu ne change pas avec l'augmentation des années d'études et le revenu qu'on peut obtenir sans éducation est suffisamment petit pour justifier une décision en faveur de l'éducation pour n'importe quel niveau d'étude $f_0 < \bar{C}(r - \alpha) \frac{\beta}{\beta - 1}$ [4]. Tels sont les suppositions qui permettent de dégager la fonction implicite $\lambda^*(\alpha, \sigma, f_0, \delta, r)$.

Contrairement aux résultats obtenus par les modèles à deux périodes présentés précédemment, l'analyse comparative menée à partir de ce modèle montre que l'augmentation du risque encourage l'investissement éducatif $\frac{d\lambda^*}{d\sigma} > 0$ [4]. En fait, le risque, quand il augmente, dévalue le flux de revenu puisque qu'on s'attend après à une compensation plus élevée, ce qui augmente le salaire minimum requis. Tant que les années d'études supplémentaires amèneront un gain positif, il y aura intérêt à pousser les études plus loin. Remarquons que le résultat présenté ici est obtenu sans spécification d'une fonction d'utilité, et sans hypothèses restrictives apparentes sur les préférences pour la certitude.

Au bout du compte, l'analyse théorique conduit à des résultats parfois ambiguës et parfois contradictoires. Supposer que l'offre de travail est endogène remet en cause les résultats de

l'analyse de Levhari et Weiss. Cette hypothèse ne permet pas non plus d'approfondir sans ambiguïté. Séparer les différentes sources de risque dans un modèle en temps continu a permis de renforcer la position de Levhari et Weis et de sortir de l'ambiguïté. Le modèle de Williams prouve à nouveau l'effet négatif du risque sur la demande d'éducation. Cependant, l'introduction de la valeur d'option négligée jusqu'ici dans un modèle de décision séquentiel conduit à un résultat en contradiction avec les conclusions des autres modèles. Le risque semble encourager l'investissement éducatif et non l'inverse. Face à des conclusions contradictoires, ou ambiguës, les résultats d'études empiriques peuvent trancher.

3 Le choix éducatif et le risque : quelques preuves empiriques

3.1 L'effet du risque de variance sur le choix éducatif

Hartog and Diaz-serrano attirent notre attention sur les conclusions contradictoires des différents modèles théoriques [5]. Après avoir développé un modèle théorique simple, Hartog and Diaz-serrano réalisent une étude empirique pour analyser les déterminants du choix de continuer les études supérieures après avoir terminé le niveau secondaire avec réussite [5]. Le but est d'étudier le rôle du rendement et du risque dans le choix de la poursuite des études supérieures. En réalité, Hartog and Diaz-serrano ont étudié l'effet de la variation du risque entre niveau secondaire et niveau supérieur. D'abord, ils estiment, pour chaque région de l'Espagne, deux fonctions revenu séparées relatives aux deux niveaux d'études : le secondaire et le supérieur. Ensuite, ils calculent la variance du résidu de la fonction revenu non expliqué par les variables intégrées dans la fonction. La pente du risque est obtenue par le rapport des variances des résidus des deux niveaux d'études. Cette pente de risque (variation du risque entre secondaire et supérieur : γ_s) ainsi calculée mesure le risque éducatif dans cette étude.

Les données utilisées dans l'étude proviennent de la base de données « Spanish Family Budget survey 1990/91 » constituée à partir d'une enquête représentative à l'échelle nationale conduite auprès de 21 155 ménages [5]. L'échantillon extrait de cette base de données pour l'étude concerne 7399 individus dont 4485 ont le niveau d'étude secondaire et 2914 ont le niveau d'étude supérieur. L'échantillon final utilisé est composé de 2501 individus statistiques dont 1521 ont continué leurs études supérieures et 980 ont quitté après avoir terminés leur secondaire.

Le choix de continuer ou non ses études supérieures a été modélisé à l'aide d'un probit binomial. Les résultats de l'étude montrent que le risque mesuré par la pente du risque dans ce travail affecte négativement le choix éducatif [5]. Le résultat est significatif à 5 % pour la première méthode d'estimation et à 10 % pour la deuxième méthode d'estimation. Les deux méthodes se différencient par les variables utilisées dans l'estimation de la fonction revenu. Ce résultat empirique combiné à la condition d'optimalité qui découle du modèle théorique indique que l'aversion au risque est très répandue dans la prise de décision éducative. Les résultats montrent également que l'arbitrage entre risque et rendement est de - 0,2 c'est-à-dire qu'une augmentation de 10 % du risque est compensée par une augmentation de 2 % du ratio de rendement.

Hartog and Diaz-serrano se sont intéressés également à l'étude empirique du rôle de l'attitude vis-à-vis du risque dans l'explication de la relation entre risque éducatif et investissement éducatif [5]. Ils ont profité des données sur les dépenses des ménages en ticket de loterie disponibles dans la base de données. Ces informations reflètent en réalité les préférences des ménages vis-à-vis du risque. Hartog and Diaz-serrano ont ajouté des variables dichotomiques

qui prennent la valeur de 1 pour les ménages qui ont dépensé plus que X % de leur revenu annuel dans des tickets de loterie. La variable x prend 4 valeurs : 1, 2, 3 et 4 %. En intégrant les variables de l'attitude vis-à-vis du risque dans le modèle probit binomiale, Hartog and Diaz-serrano obtiennent toujours des résultats qui indiquent l'effet négatif du risque sur le choix éducatif. Cependant, les dépenses en tickets de loterie freinent de manière significative l'effet négatif du risque qui devient même positif pour ceux qui dépensent relativement plus en jeux de loterie. Après l'intégration de l'attitude vis-à-vis du risque dans les modèles, Hartog and Diaz-serrano obtiennent toujours une réaction négative à l'augmentation du risque, cependant, pour les personnes qui dépensent beaucoup en jeux de loterie, la réaction vis-à-vis de l'augmentation du risque est positive. Autrement dit, l'augmentation du risque encourage ces personnes qui aiment le risque à investir plus dans leur éducation. Les arbitrages entre risque et rendement mettent mieux en avant cet effet de freinage de la réaction vis-à-vis du risque. Ainsi, pour les ménages qui ne dépensent pas d'argent dans les loteries, une augmentation du risque de 10 % requiert une compensation aux alentours de 3,5 % du rendement tandis que les ménages qui dépensent plus de 4 % de leur revenu annuel dans les jeux de loterie, l'augmentation du risque est compensée par - 3,5 % du rendement. Cela signifie que ces ménages sont prêts à payer pour avoir plus de risques. Concernant les ménages qui dépensent 1 % de leur revenu annuel dans les jeux de loterie, une augmentation du risque de 10 % ne requiert qu'une augmentation de 0,2 % de rendement.

3.2 Risque de variance, risque de l'asymétrie et risque d'aplatissement.

Traditionnellement, le risque d'investissement est capturé par le deuxième moment statistique, c'est-à-dire, par la variance. Il se trouve que d'autres aspects de risque sont capturés par le troisième moment statistique appelé asymétrie et le quatrième moment statistique appelé aplatissement. Ainsi, comme pour la variance, l'investisseur cherche une compensation pour une asymétrie négative et un aplatissement très élevé. Une personne averse à l'asymétrie négative est une personne prudente. Une personne averse à l'aplatissement élevé est une personne tempérante. Ces phénomènes concernent aussi bien l'investissement de manière générale que le cas particulier de l'investissement éducatif qui peut être également sujet à l'influence du troisième et quatrième moments statistiques. **Henderson et al** ont essayé d'étudier l'arbitrage entre le taux de rendement de l'investissement éducatif et les différents types de risques mesurés par le deuxième, le troisième et le quatrième, moments statistiques [6].

Afin d'étudier l'arbitrage entre le taux de rendement et les différents types de risques, **Henderson et al** ont procédé de la manière suivante [6]. D'abord, ils estiment pour chaque individu le taux de rendement éducatif, ensuite ils ajoutent cette estimation à la base de données originale qu'ils divisent en plusieurs sous-échantillons en fonction de l'année et de l'État, enfin, ils investiguent l'existence des arbitrages entre rendement et différents risques à partir de l'analyse de ces différents sous-échantillons. Ce travail se distingue d'un certain nombre de travaux par la méthode de calcul direct des différents moments statistiques estimés à partir de la distribution du taux de rendement obtenu selon des méthodes non paramétriques au lieu d'utiliser le résidu de la fonction de gain de mincer. Le taux de rendement est obtenu en dérivant le log du salaire sur l'éducation tel que :

$$R_{it} = \frac{\partial \ln(wages_{it})}{\partial s_{it}} \quad (25).$$

- R_{it} : rendement de l'investissement éducatif de l'individu i pour l'année t .

- $wages_{it}$: salaires de l'individu i à l'instant t .
- s_{it} : nombre d'années d'études de l'individu i à l'année t .

Les données utilisées concernent huit années 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005, 2010 et 2015 ainsi que cinquante-et-un états. Le rendement éducatif est calculé pour chaque individu à chacune de ces huit années. Le croisement état avec année donne 408 sous-échantillons, c'est-à-dire, 408 estimations. À partir de ces estimations, les auteurs calculent, pour chaque état et à chaque année, les quatre premiers moments statistiques qui correspondent au taux de rendement moyen, la variance, l'asymétrie et l'aplatissement. À partir de ces 408 observations, **Henderson et al** régressent le taux de rendement éducatif par rapport à la variance, au coefficient d'asymétrie et au coefficient d'aplatissement afin d'estimer l'arbitrage qui existe entre rendement et différents aspects du risque [6]. La régression est non paramétrique. Les auteurs cherchent à éviter d'imposer une forme linéaire à la relation taux de rendement et les trois autres moments statistiques.

Les données utilisées proviennent de l'enquête « march current population survey CPS ». Il s'agit d'une enquête menée tous les cinq ans entre 1980 et 2015. La matrice de corrélation montre que les corrélations entre les différents moments statistiques sont positives [6]. L'augmentation du taux de rendement moyen s'accompagne de l'augmentation des trois autres moments statistiques. Cependant, la corrélation avec le quatrième moment statistique est très faible et non significative statistiquement. Les résultats de la régression non paramétrique du taux de rendement moyen sur les différents autres moments statistiques montrent qu'il existe une compensation pour le risque de dispersion. De plus, les estimations montrent que la relation entre le taux de rendement éducatif et la variance est linéaire. Plus précisément, l'augmentation de la variance par 0,01 unité requiert une augmentation du rendement par 1,34 pour cent en moyenne.

Contrairement aux prédictions théoriques, les résultats montrent que l'asymétrie négative n'est pas compensée par un taux de rendement plus élevé [6]. Ainsi, la baisse de l'asymétrie négative entraîne une baisse du taux de rendement éducatif. Cependant, le nombre d'observations qui affichent une asymétrie négative sont très faibles, cinq observations sur 408 observations, ce qui empêche de tirer une conclusion finale. Pour d'autres distributions, les auteurs observent qu'une asymétrie positive est largement compensée, les résultats sont significatifs statistiquement. Cependant, pour des distributions caractérisées par une asymétrie légèrement plus positive, la compensation est négative. Ainsi, les résultats semblent un peu contradictoires.

Concernant, le degré d'aplatissement (quatrième moment statistique) sa relation avec le taux de rendement de l'investissement éducatif est non linéaire. **Henderson et al** observent des compensations négatives et positives alors qu'ils s'attendaient à des compensations positives uniquement [6]. Malgré la significativité statistique de certains résultats, le quatrième moment lui-même reste assez proche de zéro. Ainsi, les résultats de cette étude concernant le troisième et quatrième moments statistiques restent peu concluants.

3.3 Risque de variance et choix de filière

Les modèles théoriques présentés dans ce travail traitent la question de l'impact du risque de variance du revenu sur le volume d'investissement éducatif. Cependant, l'étudiant ne choisit pas uniquement le volume d'investissement, mais il décide également du type d'investissement (filière d'étude). Johannessen utilisent une base de données plus riche comparée aux bases

utilisées dans d'autres études afin d'estimer l'effet du gain pécunier et du risque de variance du gain sur le choix de filière des études supérieures [7]. La richesse de cette base permet selon Johannessen de dépasser certaines difficultés liées aux estimations économétriques. Les études antérieures à ce travail utilisent soit des bases de données qui regroupent les informations concernant le résultat final du processus initié par le dépôt des dossiers de candidature ou des enquêtes limitées en termes de nombre d'observations. La base de données norvégienne utilisée dans cette étude contenant des informations sur les candidatures capture mieux les vraies préférences des candidats et contient un nombre d'observations important. Le système d'admission très centralisé en Norvège fournit une base de données qui capture la plupart des types d'études supérieures et offre un échantillon d'une taille supérieure à 40 000 individus par an pour les années 2004-2009. Enfin, cette base de données permet de contrôler l'effet des avantages non pécuniers ainsi que le risque de variance du gain ce qui réduit le biais d'estimation entraîné par les variables omises et donc améliore la qualité des estimations de l'effet du gain sur le choix éducatif.

Les filières proposées par le système éducatif en Norvège ne sont pas toutes accessibles à tous les individus [7]. Ainsi, chaque individu choisit sa filière à partir d'une base de choix qui lui est spécifique. Dans le cadre d'un système d'admission fortement méritocratique, la base de choix de chaque candidat dépend de ses études précédentes, de son score d'admission ainsi que du score d'admission des autres candidats. Il faut noter que le candidat ne choisit pas une filière associée à un programme d'étude préalablement défini, mais il choisit plutôt des matières classées appartenant à une filière donnée. Il est possible que le même candidat soit admis dans une matière et ne pas être admis dans une autre alors que les deux matières appartiennent à la même filière d'études. Ainsi, les alternatives de choix diffèrent d'un individu à l'autre.

Le modèle proposé par Johannessen suppose que l'utilité d'un cours c classé dans la filière j dépend du gain associé, du risque de variance de ce gain ainsi que les avantages non pécuniers [7]. Tandis que le revenu espéré et les avantages non pécuniers peuvent changer d'un individu à l'autre, le risque associé à une filière donnée est supposé le même pour tous les individus.

Johannessen décide d'opter pour un modèle logit conditionnel [7]. Cependant, la base de données assez riche utilisée fournit également des informations sur l'ordre de préférence ce qui permet également d'estimer un modèle logit de classement. Ainsi, les deux modèles ont été estimés : le modèle logit conditionnel a été estimé à partir des données concernant les choix réalisés tandis que le modèle logit de classement a été estimé à partir des informations portant sur les candidatures qui contiennent le classement des préférences. Concernant les données portant sur les candidatures et le classement des préférences deux estimations différentes ont été réalisées. L'une est basée sur l'ensemble des filières offertes par le système éducatif en Norvège tandis que l'autre estimation est basée uniquement sur les filières accessibles pour chaque individu compte-tenu de ses qualifications et son score d'admission. Pour faire simple, on appellera par modèle 1, le modèle basé sur les choix réalisés, par modèle 2, le modèle basé sur toutes les filières offertes et par modèle 3, le modèle basé sur les filières accessibles.

Pour les hommes uniquement, le modèle 3 affiche un effet négatif significatif statistiquement de la variance du log de gain sur le choix éducatif, pour les deux autres modèles, l'effet est significatif statistiquement mais dans le sens opposé ce qui contredit l'hypothèse de l'aversion au risque [7]. Pour les femmes, les trois modèles montrent que le risque affecte négativement le choix de filière de manière significative statistiquement. Ainsi, les femmes manifestent une

aversion au risque plus aigüe que les hommes. Johannessen remarque également que le contrôle de l'effet du risque augmente les préférences pour le gain et donc fortifie la relation rendement pécunier et choix de filière. Les résultats montrent que finalement, le gain pécunier est déterminant dans le choix de filière mais cette attirance peut être masquée en apparence par l'aversion au risque et les critères d'admission. Ainsi, si un individu opte pour une filière moins rentable, d'un point de vue pécunier, c'est parce que l'individu en question ne peut pas accéder à des filières plus rentables compte tenu de ses qualifications et qu'il évite d'autres filières accessibles et plus rentables mais plus risquées également. En effet, une augmentation du risque d'un point d'écart-type requière une compensation allant de 20 à 30 pourcents du gain, ce qui est supérieur à l'écart-type des gains.

3.4 Effet du risque sur le choix de la combinaison durée/filière

Les études présentées jusqu'ici analysent soit l'effet du risque de variance du revenu sur le choix de la durée des études soit l'effet du risque de variance sur la filière d'étude mais jamais de manière simultanée. Une étude de l'impact du risque sur le choix éducatif, à caractère plus général, a été réalisée sur la base d'une nouvelle base de données qui contient des informations sur les revenus de travail et les choix éducatifs des individus danois [8]. Le caractère général de l'étude vient du fait que l'analyse ne se limite pas à l'effet du risque sur la durée de formation choisie mais pousse plus loin pour comprendre le choix entre différentes formations caractérisées par différentes longueurs, des différentes matières enseignées et différentes conditions d'admission. Sur la base de ces trois critères, Nielsen et Jorgensen distinguent 50 types de formations différentes testables à partir des données utilisées. La période concernée par les données commence de 1984 et va jusqu'à 2000. Les principales variables du modèle sont : le log moyen du revenu de départ, le taux de croissance du revenu avant quarante ans et après quarante ans ainsi que le risque de variance du revenu scindé en deux composantes : risque permanent et risque transitoire. Les données concernant les choix éducatifs proviennent du ministère de l'éducation qui fournit des informations sur les formations offertes ainsi que l'historique éducationnel des individus. Les données utilisées dans l'étude incluent également des informations concernant le revenu et l'éducation des parents.

Plusieurs modèles ont été estimés afin de comparer entre les résultats et évaluer leur robustesse. Nielsen et Jorgensen ont opté pour un logit conditionnel [8]. Le modèle de base intègre les variables qui concernent l'avantage pécunier ainsi que deux variables de contrôle. Les résultats obtenus sont conformes aux prédictions du modèle théorique. En effet, les deux composantes du risque affectent négativement et de manière significative la probabilité de choisir une formation. L'effet de la composante permanente du risque est plus important. Une augmentation du risque de 0,0027 à 0,0071 entraîne une baisse de la probabilité de choisir la formation de 2 % à 1,5 % ce qui peut être perçu comme la manifestation du caractère détestable du risque. Cette même augmentation du risque, selon les résultats, nécessite une compensation de 25 % de plus du salaire de départ. Les autres modèles estimés constituent une intégration par étape de certaines variables de contrôle comme les caractéristiques personnelles à titre d'exemple afin de nettoyer le modèle des effets qui n'ont pas une relation avec le caractère pécunier de la formation et qui peuvent influencer le choix de l'étudiant comme l'effet des avantages à caractère non pécunier. Les résultats du modèle de base semblent consistants puisque l'intégration de ces variables de contrôle n'annule pas l'effet du gain pécunier sur le choix de formation. Ceux-ci maintiennent leur significativité et leur importance économique. Cependant,

l'intégration des variables dichotomiques concernant les matières affaiblit la relation entre variables pécuniaires et choix de formation.

L'hypothèse selon laquelle les termes d'erreur sont indépendamment et identiquement distribués n'est pas forcément respectée dans le cas du choix de formation. Ainsi, pour remédier à ce problème, l'une des solutions proposées par Nielsen et Jorgensen est la réestimation du modèle de choix de formation à l'aide d'un logit imbriqué (nested logit) [8]. Les résultats montrent que les coefficients estimés changent comparés au modèle du logit conditionnel mais les conclusions restent les mêmes.

3.5 Effet du risque sur l'investissement éducatif dans les données macroéconomiques

L'étude menée par Checchi et al prouve que dans les données agrégées se cache un indice qui signale un effet négatif du risque de variance sur le volume d'investissement éducatif [9]. À partir d'une base de données qui couvre 111 pays sur une période allant de 1960 jusqu'à 1995 regroupée à partir de diverses sources de données, Checchi et al montrent que le risque agrégé est négativement corrélé au niveau éducatif moyen. Le risque agrégé est mesuré par la volatilité de la croissance sur une période allant de 1960 jusqu'à 1990. Il faut noter que les données qui ont une dimension temporelle sont capturées à intervalle de cinq ans. Cette corrélation négative signifie que l'augmentation du risque est associée à une baisse de l'investissement éducatif moyen mesuré par le niveau éducatif. Ce résultat macroéconomique apporte un support au modèle théorique qui stipule que le risque décourage l'investissement éducatif.

3.6 Le risque de variance du rendement n'a pas toujours d'effet significatif sur l'investissement éducatif

Surprenamment, l'étude réalisée par Brodaty et al montrent que le risque de la variance du revenu n'a pas un effet significatif sur le volume d'un investissement éducatif [10]. Le modèle économétrique proposé laisse le risque de l'investissement éducatif et de l'aversion au risque jouer un rôle dans la demande de l'éducation. En filigrane, l'hypothèse du comportement maximisateur de l'utilité espérée conditionnelle aux informations privées et publiques est à la base de l'analyse menée. Le modèle proposé intègre également le coût direct et indirect de la formation ainsi que le risque de passer plus de temps que la norme avant d'atteindre un niveau éducatif donné. Ce risque de redoublement d'une année ou plus fait que le coût de formation est également affecté par le risque puisque l'étudiant ne sait pas si la formation lui coûtera plus que les autres ou non. Un autre avantage du modèle provient de sa prise en compte de l'hétérogénéité inobservable liée à l'attitude face au risque ainsi que l'origine sociale et les capacités individuelles.

Les données utilisées par Brodaty et al permettent la distinction entre le niveau éducatif atteint et le nombre d'années écoulées pour l'atteindre [10]. Ce détail explique comment les auteurs ont pu prendre en compte, dans leur travail, le risque de redoublement. La base de données utilisée est très riche. L'échantillon est composé de 12500 jeunes hommes qui ont quitté en 1992 le système éducatif en France. Les données sont le produit du CEREQ, un centre d'étude qui travaille sous la protection du ministère de l'Éducation. Les personnes appartenant à l'échantillon ont été observées durant cinq ans après avoir quitté le système éducatif afin de suivre leur parcours sur le marché de travail.

L'échantillon total a été divisé en deux sous-échantillons : un premier échantillon contient les personnes appartenant à une classe sociale favorisée, tandis que le deuxième échantillon englobe le reste [10].

Les résultats montrent que, pour les deux sous-échantillons, l'aversion au risque impacte de façon importante l'inscription dans une formation d'études supérieures de quatre ans [10]. Pour les jeunes appartenant à une classe sociale favorisée, une augmentation de l'aversion au risque de l'ordre de 1 % peut entraîner une baisse, de 9 points de pourcentage, la probabilité d'opter pour une formation de quatre ans après le bac. L'impact de cette même augmentation pour les jeunes appartenant à une classe sociale moins favorisée est dans le même sens mais elle n'est que de quatre points de pourcentage. Pour les autres niveaux d'études, l'impact de l'aversion au risque est assez perceptible.

L'impact du coût de l'éducation sur le volume de l'investissement éducatif est moins important comparé à l'impact de l'aversion au risque et dans certains cas il est inexistant [10].

Surprenamment, la variance des salaires n'a aucun effet apparent sur la probabilité de choisir une formation donnée [10]. Ce résultat est valable pour les deux sous-échantillons. Les auteurs expliquent ce résultat contraire aux prédictions théoriques par la courte durée d'observation des salaires qui ne dépasse pas cinq ans et qui est insuffisante pour capturer de manière suffisante le risque de variance des salaires. Enfin, les résultats de l'étude montrent que le risque de redoublement apparaît comme un déterminant important de l'investissement éducatif. La probabilité de choisir une durée de formation plus longue diminue avec l'augmentation de la probabilité de redoublement.

3.7 Anticipations individuelles et choix éducatif :

Les études présentées jusqu'ici utilisent des données concernant les revenus des diplômés afin de mesurer le risque de variance. Les chercheurs supposent donc implicitement que les décideurs (élèves ou étudiants) sont suffisamment informés et rationnels pour prévoir le risque réel. Rien ne garantit que les décideurs de l'échantillon étudié sont parfaitement rationnels. Leur rationalité peut les empêcher de prévoir correctement le risque. Il sera donc intéressant d'étudier l'effet du risque de variance du rendement de l'investissement éducatif à partir des croyances des individus. Une étude menée en juin 2007 auprès des étudiants chinois vise à analyser la prédictibilité des choix éducatifs à partir des espérances de gains propres aux individus [11]. Le principe est assez simple. A travers le questionnaire administré aux participants, le chercheur demande à l'étudiant de renseigner en plus des caractéristiques personnelles utiles à l'étude, ses attentes, en termes de gains et de risque, associées à chaque alternative. Dans cette étude des étudiants de six universités différentes devraient rapporter leur espérance de gain lorsqu'ils commencent à travailler juste après le diplôme ainsi que le revenu qu'ils espèrent atteindre dix ans après. Ils sont invités également à estimer la probabilité d'obtenir moins de 75% des revenus espérés ainsi que la probabilité d'obtenir plus de 125%. L'estimation du risque concerne aussi bien les salaires de départ que les salaires après dix années. Les étudiants sont amenés à faire le même exercice pour deux niveaux d'étude à savoir le bachelors et le master. Le total du revenu gagné tout au long de la vie professionnelle a été calculé à partir des revenus espérés rapportés par les étudiants en additionnant le revenu espéré de départ avec le revenu espéré après dix ans, multiplié par trois. Le risque propre à chacun des deux niveaux d'étude analysés est estimé à partir des probabilités de dévier des gains espérés. Différentes régressions ont été

spécifiées afin de tester la prédictibilité du niveau d'étude à atteindre à partir des caractéristiques de la distribution du revenu espéré. Deux régressions estimées à partir du log des revenus rapportés ont montré des résultats statistiquement significatifs en faveur du modèle du capital humain. La différence entre les deux spécifications est que l'une est estimée à partir du log des revenus anticipés alors que l'autre est estimée à partir de total du revenu anticipé tout au long de la vie professionnelle.

Plus précisément, les résultats montrent que le log du salaire anticipé avec un Bachelor a un effet négatif sur la continuation des études jusqu'au master alors que le log du revenu anticipé avec un master a un effet inverse conformément aux prédictions théoriques [11]. Le poids des différents revenus dans la décision n'est pas le même. Alors que pour le niveau Bachelor le salaire après dix ans d'expérience a plus de poids que le salaire de départ, pour le niveau de master c'est l'inverse, le salaire de départ a plus d'effet. Pour un même niveau d'expérience, les poids des différents revenus anticipés diffèrent également. Alors que pour zéro expérience le revenu après master domine, après dix années d'expérience les auteurs observent l'inverse.

Concernant la variable risque, les résultats sont nuancés. Les résultats des estimations statistiquement significatifs au départ ne le sont plus quand on élimine les réponses qui ne se conforment pas à la théorie de probabilité [11].

Le questionnaire administré contenait également une question concernant la prédisposition de l'étudiant à prendre le risque dans des domaines d'études spécifiques tel que la finance, le sport, la santé, l'éducation afin de mesurer l'attitude face au risque spécifique. L'étudiant doit spécifier sur une échelle partant de 0 jusqu'à dix le nombre qui reflète le mieux sa prédisposition à prendre le risque [11]. Après avoir contrôlé l'effet de l'attitude, les estimations continuent à afficher des résultats non significatifs statistiquement. L'interaction du risque avec l'attitude face au risque est également non significative statistiquement. Il est à noter que ces résultats sont dans le contresens des résultats d'un certain nombre d'études ce qui nous amène à se poser un certain nombre de questions. La première vague de questions est d'ordre méthodologique, elle vise la qualité des estimations du point de vue de la rigueur scientifique. Dans quelles mesures la méthode utilisée dans cette étude permet-elle une quantification fiable de l'attitude face au risque ? Au-delà de la façon dont la question a été posée et de sa clarté pour le répondant, qu'est qui garantit le degré d'implication de l'étudiant dans l'estimation juste de son attitude ? A partir de 4600 questionnaires administrés, aux alentours de 3463 questionnaires sont remplies correctement dont 2947 contiennent des réponses qui ne transgressent pas le principe de probabilité. Toutes ces copies éliminées nous amènent à poser la question. L'étudiant refuse de compléter le questionnaire par paresse ou parce qu'il ne connaît pas la réponse, parce qu'il rencontre des difficultés à mesurer le risque ainsi que son attitude face au risque ? Et si c'est le cas, dans quelles mesures les étudiants ayant répondu sont plus aptes à transmettre les informations requises avec fiabilité. Les réponses éliminées, ne sont-elles pas en corrélation positive ou négative avec le risque ou l'attitude au risque ce qui conduirait à un biais de sélection. Autrement dit, la peur du risque ou au contraire l'attrait pour le risque n'a-t-elle pas un lien direct ou indirect avec la capacité à répondre correctement ? En supposant que les réponses à ces questions valident la rigueur scientifique de la méthode utilisée, sommes-nous face à un phénomène culturel propre à la population chinoise, ou est-ce que la variable économique étudiée n'est pas assez forte pour influencer ?

3.8 Quelle anticipation prévaut sur le choix éducatif celle de la mère ou du fils ?

Si les individus sont rationnels dans leurs estimations prévisionnelles du gain futur associé à un investissement éducatif donné, à partir d'une base d'informations partagée, ils croiront toute chose égale par ailleurs au même niveau de rendement. En d'autres termes deux individus rationnels qui partagent les mêmes caractéristiques personnelles et démographiques produiront des estimations de rendement égales pour une même formation. En supposant que les parents connaissent bien leurs enfants et qu'ils sont aussi bien rationnels que leurs enfants, leurs estimations du rendement associé à l'investissement éducatif destiné à leur enfant ne doivent pas différer du rendement estimé par leurs enfants eux-mêmes. Sous ces hypothèses, il est donc possible de remplacer les prévisions des étudiants par les prévisions de leurs parents. Dans quelles mesures est-ce correcte d'un point de vue méthodologique ? Une étude menée par Attanasio et Kaufmann montre que les prévisions de rendement des mères sont plus élevées comparées aux prévisions des jeunes élèves et étudiants [12]. L'estimation du rendement réalisée par la mère est supérieure de 70% comparée à l'estimation du rendement d'une fille du collège. Ce taux est 55% pour une fille du lycée et de 34% pour une étudiante inscrite à l'enseignement supérieur. La même remarque pour les garçons avec des écarts plus faibles compris entre 10% et 30%. D'un autre côté le risque perçu par la mère est plus faible que le risque perçu par les jeunes élèves et étudiants sauf pour les garçons ayant terminés le lycée. A priori ces résultats ne valident pas les hypothèses sous lesquelles il est possible de remplacer en cas de non-disponibilité de l'information sur l'estimation des étudiants par celles de leurs parents, mais comme nous allons découvrir par la suite ces résultats restent, à mon avis, insuffisants pour valider ou invalider ces hypothèses. Supposons que l'écart d'estimation entre parent et enfant est avéré, une question plus importante alors se pose. Les choix éducatifs sont-ils déterminés par les prévisions des parents ou de leurs enfants ?

L'étude menée par Attanasio et Kaufmann, malgré le manque cruel de données comme nous le montrerons dans ce qui suit, elle a essayé tant bien que mal de répondre à la question [12]. Les données utilisées par l'étude proviennent d'une base de données collectées dans le but d'évaluer l'impact d'un programme subvention destiné aux jeunes élèves en Mexique le « *jovenes con oportunidad* ». L'enquête menée date de 2005. Des questions directes ont été posées dans le but de tirer les prévisions de rendements et risques futures associées à l'investissement éducatif. Quand le jeune concerné n'est pas présent au moment de l'enquête, la mère répond à sa place. Les auteurs se retrouvent avec deux types de réponses. Un groupe de réponses émanent des jeunes concernés directement et un deuxième groupe de réponses qui proviennent des mères des élèves concernés personnellement mais non présents. Le problème est que les chercheurs n'observent pas simultanément les prévisions de la mère et de son fils. Comment peut-on alors comparer entre les deux ? Comment peut-on alors conclure quant à leurs rôles respectifs dans l'explication des choix de formation ? Les auteurs ont proposé un certain nombre de solutions mais l'idéal est à chercher dans d'autres études à base de données plus complètes. La solution suggérée est l'estimation de deux modèles séparément ; l'un pour les prévisions émanant des mères et l'autre pour les prévisions données par les élèves. Si les prévisions des mères affectent significativement les choix de leur fils tandis que les estimations des élèves n'ont aucun impact significatif sur leur choix, alors on conclut qu'a priori ce sont les prévisions des mères qui comptent. Dans le cas inverse, on sort avec la conclusion inverse. Si les deux coefficients de corrélation sont statistiquement significatifs, alors on ne peut rien conclure et les estimations

économétriques relatives aux deux sous-groupes sont biaisées. Dans ce cas, on ne peut pas conclure que les deux types de prévisions comptent puisqu'il se peut qu'elles soient simplement corrélées.

Le modèle du choix éducatif utilisé, suppose que la décision de s'inscrire dans le lycée ou l'université dépend du rendement prévu, du risque lié à la variation du revenu, de la probabilité subjective de trouver un emploi ainsi que les caractéristiques personnelles tel que les aptitudes, les caractéristiques des parents etc [12].

Concernant la décision de s'inscrire en études supérieures, les résultats montrent que les prévisions des jeunes hommes affectent significativement leur décision tandis que les prévisions des jeunes filles n'ont pas un effet significatif statistiquement (le coefficient associé n'est pas significativement différent de zéro) [12]. D'un autre côté, les prévisions des mères impactent significativement le choix des jeunes femmes alors qu'elles n'ont pas d'impact sur le choix des jeunes hommes. D'autre part, le risque perçu par les mères joue un rôle déterminant dans les décisions d'inscriptions aux collèges. Si la mère croit que sa fille a de bonnes chances d'être employée après l'obtention d'un diplôme des études supérieures, cela impacte positivement la probabilité d'inscription en études supérieures. Le risque lié au gain perçu par les mères joue également un rôle important dans le choix des jeunes hommes de s'inscrire en collège. Un risque plus élevé est associé à une probabilité plus faible d'atteindre le collège [12]. Ce résultat concorde avec les prédictions du modèle de Levhari et Weiss [1], et du modèle de Williams [3]. Curieusement, le risque perçu par les jeunes ne joue pas un rôle significatif dans le choix éducatif.

Concernant les jeunes âgés de 15 ans, les résultats montrent que les prévisions des jeunes filles et garçons ne comptent pas dans leur décision de s'inscrire au lycée [12]. En revanche, les prévisions des mères prédisent les décisions des filles mais non pas celles des garçons. Si la mère prévoit pour sa fille sortante du collège une probabilité d'emploi assez élevée, alors la probabilité de s'inscrire au lycée s'en trouve diminuée. Si la mère perçoit une probabilité d'emploi élevée pour sa fille une fois diplômée du supérieur, alors les chances que sa fille soit inscrite au lycée s'améliorent. Le risque associé au gain perçu par la mère impacte négativement le choix de s'inscrire au lycée [12]. Encore une fois, les résultats plaident en faveur du modèle de Levhari et Weiss [1], et du modèle de Williams [3].

3.9 Choix éducatifs et risque : une approche expérimentale

La multiplicité des facteurs influençant le choix éducatif rend difficile la distinction entre goûts et intérêt pécunier. Une formation peut être choisie pour sa valeur intrinsèque. Une corrélation positive entre rendement pécunier et valeur non pécuniaire de la formation remet en cause les résultats des travaux statistiques qui ne contrôlent pas de manière satisfaisante l'effet de la valeur non pécuniaire. Une étude expérimentale qui pose volontairement l'individu dans une situation de choix où les goûts et intérêt non pécuniers n'ont aucun rôle à jouer dans la décision à prendre semble une solution intéressante au problème rencontré dans les études purement statistiques.

Une étude basée sur un protocole expérimentale a été menée dans ce sens [13]. Le but est d'analyser la réaction d'un échantillon aléatoire de participants recrutés sur la plateforme Amazon's Mechanical Turk, aux informations fournies lors de l'étude sur les risques et les gains associés à deux spécialités d'études choisies spécialement pour orienter la réflexion sur le gain.

Les participants présents sur la plateforme spécialement afin de réaliser des tâches payantes sur ordinateur, seront amenés à recommander à un étudiant indécis entre les mathématiques et l'économie la branche à choisir sur la base d'un certain nombre d'informations fournies par les expérimentateurs. Lors de l'expérience, les répondants seront également amenés à estimer le rendement espéré associé à chacune des deux filières pour l'étudiant imaginaire appelé Steve. Les informations reçues par les participants et sur lesquelles ils se baseront afin de rapporter leurs réponses éclairent sur le rendement associé à chaque filière et donne une appréciation globale sur les réalisations académiques de Steve sensées envoyer un signal sur ses aptitudes. L'idée de base est que les participants ne recevront pas tous les mêmes informations. En ce qui concerne le rendement, certains prendront connaissance de la médiane de la distribution des salaires uniquement alors que d'autres seront informés également du premier et troisième quartile. En d'autres termes, un groupe de répondants disposera en plus de la médiane des éléments sur la dispersion pour estimer le risque associé à chaque branche. Par rapport aux habilités de Steve un groupe recevra un signal positif tandis que l'autre groupe recevra un signal qui peut -être perçu comme neutre ou négatif. Au final, les participants sont dispersés sur quatre groupes distincts qui font face à quatre situations expérimentales différentes comme le montre le tableau suivant :

gain \ Aptitudes	Faibles	Elevées
Médiane seulement		
Médiane plus dispersion		

Chacun des répondants à partir de la situation expérimentale dont il fait face doit préciser pour chaque filière la probabilité que Steve gagnera plus que 70000 et la probabilité qu'il gagnera moins de 38000. Par la suite, il doit recommander à Steve l'une des deux filières [13]. Les répondants sont incités à ne penser que d'un point de vue rendement et de négliger leurs propres goûts et préférences. D'ailleurs, on rajoute dans les énoncés que Steve a contracté un emprunt pour insinuer l'importance du rendement.

Le nombre des participants recrutés sur la plateforme est de 601 participants au total [13]. Les réponses écartées pour ne pas avoir respecté certaines conditions font le total de 12 réponses. L'indicateur qui reflète leur réputation pour le bon travail effectué est au-dessus de 98%. Parmi les participants 47% possèdent un diplôme supérieur. Les auteurs admettent que les caractéristiques de l'échantillon ne reflètent pas les caractéristiques de la population mère. De plus et c'est l'une des limites de l'étude les participants n'ont pas tous l'âge des étudiants au moment de la prise de décision. En effet, l'âge médian est de 28 ans, 24ans au premier quartile et 34ans au troisième. Par conséquent, les réponses des participants ne reflètent pas forcément le raisonnement des étudiants dans l'estimation du rendement espéré !

Revenons à la situation expérimentale. Si nous segmentons uniquement par rapport aux informations liées au rendement nous obtenons deux groupes distincts. Les chercheurs observent les estimations des deux groupes disposant des informations différentes sur le rendement. Si les estimations rapportées diffèrent d'un groupe à l'autre, cela signifie que la différence d'information affecte les estimations. Les résultats montrent qu'effectivement le

groupe de répondant disposant uniquement de la médiane estime différemment le risque comparé au groupe de répondant qui a pris connaissance de certains éléments de distribution du salaire. Du point de vue du groupe n'ayant pris connaissance que de la médiane, l'étudiant imaginaire Steve, fait face au même risque quelle que soit l'option choisie. Ce n'est point le cas pour les répondants qui savent, à partir des informations fournies, dans quelle grandeur varie les salaires de chacune des deux filières. Pour eux, Steve fait face à différents risques. Il a été remarqué également que ce dernier groupe surestimait le risque lié à la branche des mathématiques et sous-estimait le risque associé à la filière économique. Ainsi, les informations sur la dispersion fournies affectent les estimations des individus. Pour plus de commodité, on appellera le groupe disposant de la médiane uniquement groupe M et le groupe qui a reçu des informations sur la distribution du revenu groupe M plus. La probabilité que Steve gagne moins de 38000 en choisissant la branche des mathématiques prévue par le groupe M est supérieure à celle prévue par le groupe M+ [13]. La différence est significative statistiquement à 0.01 [13]. L'inverse est observé par rapport à la branche économique. La probabilité que Steve gagne moins de 38000 est plus faible chez le groupe M [13]. la différence est significative statistiquement à 0.05. Par conséquent, le manque d'informations impacte les estimations du groupe M. En ce qui concerne la limite supérieure de la distribution des revenus associés aux mathématiques, la différence en information n'a qu'un petit effet statistiquement non significatif. La raison est que les estimations du groupe M étaient raisonnables dès le départ.

Les auteurs avaient procédé à une analyse statistique plus poussée des résultats de l'expérience en régressant le revenu annuel prédit par rapport au traitement expérimentale subi, avec ses deux composantes celle liée au rendement et celle attachée aux réalisations académiques, ainsi que l'interaction entre les deux variables [13]. Le modèle permet de contrôler l'effet de certaines caractéristiques individuelles tel que l'âge, le genre et l'éducation. Les résultats montrent que les informations sur la dispersion ont un effet faible sur les prévisions du revenu futur de Steve. Ainsi, l'apparente différence dans les estimations n'est pas totalement due à la différence dans la situation expérimentale celle-ci n'ayant qu'un effet faible. Cependant, les informations sur les réalisations académiques ont un effet plus important sur les prévisions de revenu de Steve. Les participants appartenant au groupe qui a reçu des informations favorables concernant les réalisations académiques ont plus de chance de prévoir un revenu plus élevé.

Les informations concernant la distribution du revenu pour les deux filières se présentent ainsi :

Filière	Premier quartile	Médiane	Troisième quartile
Mathématique	49 000	57 000	67 000
Economie	34 000	55 000	73 000

Concernant les recommandations de filière, les résultats montrent une nette différence entre le groupe M et le groupe M plus [13]. Je commence par présenter les résultats concernant le groupe qui a reçu des informations plutôt défavorables sur les réalisations académiques de Steve. Parmi les participants appartenant au groupe M, 85% suggèrent à Steve de poursuivre des études en mathématique et seulement 15% lui conseil la branche d'économie. En passant au groupe M plus la majorité reste en faveur des mathématiques mais avec un pourcentage plus faible de 60%, tandis que 40% recommandent la branche de l'économie. Des résultats presque similaires sont observés chez le groupe ayant reçu des informations favorables sur les réalisations académiques de Steve. Pour le groupe M une majorité presque écrasante conseillent les

mathématiques avec 80% contre 20% seulement des participants du même groupe qui recommandent la filière économie. En fournissant les informations sur la dispersion le pourcentage des participants en faveur de l'économie passe à 35% tandis que celui des participants recommandant les mathématiques baisse à 65%.

Les résultats des estimations par régression montrent que l'information sur la dispersion affecte négativement la probabilité de recommander les mathématiques de 19 points de pourcentage [13]. Cet effet n'est que de 14 points de pourcentage, significatif à 0.05, quand la régression permet de contrôler les caractéristiques démographiques ainsi que les réalisations académiques. Un deuxième modèle montre que les réalisations académiques ont un effet positif faible et statistiquement non significatif sur la probabilité de recommander les mathématiques.

De manière générale, ces résultats semblent indiquer un effet positif du risque sur le choix de filière. En effet, les participants qui ont reçu des informations sur la dispersion du revenu sont plus nombreux à conseiller à Steve de choisir la filière la plus risqué.

Cette étude a le mérite d'appliquer un procédé expérimental mais souffre d'un certain nombre de limites [13]. L'échantillon faible en nombre, avec moins de 601 observations, n'est pas représentatif des caractéristiques de la population. Nous l'avons déjà mentionné, l'âge des participants est en moyenne au-dessus de l'âge des étudiants au moment de la prise de décision. Une autre limite liée à la difficulté de séparation de l'effet des goûts de l'effet du rendement pécunier. Si les estimations du revenu futur probable sont corrélées avec les préférences, cela conduirait à des estimations biaisées de l'effet de revenu prévu sur le choix de filière. Les auteurs avaient recommandé aux participants de ne prendre en considération dans leurs recommandations que le paramètre de rentabilité. De plus, ils ne choisissent pas pour eux mais pour un étudiant imaginaire dont ils ignorent tous sur ses goûts et préférences et on peut supposer qu'ils sont conscients du fait que leurs préférences ne peuvent-être transposées sur une autre personne. Ces dispositions sont-elles suffisantes pour neutraliser l'effet de goûts sur les choix effectués ?

4 Choix éducatif et attitude face au risque

Dans la mesure où l'investissement éducatif est un investissement risqué et dans la mesure où la stratégie de diversification utilisée généralement pour diminuer le risque est souvent inapplicable quand il s'agit d'investir dans le capital humain, on peut supposer que l'aversion au risque est un déterminant important du choix éducatif. Avant d'entamer les travaux qui ont étudié le rôle de l'aversion au risque dans le choix éducatif, nous discutons d'abord les méthodes de mesure de l'aversion au risque.

4.1 Comment mesurer l'aversion au risque

L'aversion au risque peut être estimée suivant trois méthodes différentes [14]. La méthode expérimentale consiste à observer la réponse de l'individu ramené à une situation à risque. Il peut être question d'un jeu de loterie dont les conséquences sur le bien-être du participant sont réelles. Le comportement observé est sensé révéler le degré d'aversion qu'éprouve l'individu contre le risque. L'objectif de concevoir une expérience avec un impact réel est de retirer de l'individu une réaction proche de son comportement réel. Mais l'efficacité d'un protocole expérimental est toujours remise en question car les choix auxquels les individus sont confrontés dans la réalité provoquent des conséquences d'une ampleur beaucoup plus

considérable. L'estimation de l'aversion au risque à partir des données sur les choix réels présente l'avantage d'observer le comportement issu d'une confrontation à une situation où l'enjeu est considérable et dont les conséquences marquent avec profondeur la vie de l'individu. La méthode des préférences révélées est un exemple type. Elle consiste à deviner les préférences à partir de l'observation des choix réels. Mais l'application de l'approche des préférences révélées est soumise à un certain nombre d'hypothèses. La plus importante est que les individus statistiques évaluent les différentes options à partir de la même information dont dispose le chercheur. L'estimation des paramètres attitudeles n'est pas une tâche simple et la qualité de l'interprétation dépend de la validité des hypothèses. Nous étudierons cette question avec plus de détail. Une dernière méthode consiste à mesurer directement l'aversion au risque en posant la question au participant. Celui-ci est invité à quantifier selon une échelle partant de zéro jusqu'à dix sa prédisposition à prendre le risque. Il s'agit d'une méthode simple et facile à appliquer mais dont la validité méthodologique suscite des questions. Dans quelles mesures le participant à l'enquête est capable d'estimer correctement sa prédisposition à prendre le risque ? Prendra-t-il le temps nécessaire de réflexion avant de répondre ? Le chercheur en économie en appliquant une telle méthode, n'est-il pas en train de s'aventurer sur un domaine qui ne relève pas de sa spécialité ? Une dernière question plus importante, l'absence totale de conséquences réelles sur le bien-être du répondant n'affecte-t-il pas la qualité de la mesure ?

Etant données les trois méthodes évoquées ici, sur quelle base le chercheur choisira-t-il ? la méthode directe est plus simple et facile à appliquer, mais sa validité méthodologique est à prouver. La question ne se posera plus si les estimations propres à chacune des trois méthodes sont corrélées. Dans ce cas si les trois types d'estimations sont biaisées alors les trois méthodes ne sont pas valides et l'inverse, mais en tout état de cause le critère de validité n'est plus pertinent dans le choix. L'étude réalisée par Dohmen et al a montré que l'estimation de l'aversion au risque par la méthode directe est corrélée à celle découlant de la méthode expérimentale [14]. Peut-on dire la même chose sur méthode des préférences révélées comparée à la méthode directe ?

L'étude réalisée par Fossen et Glocker apporte des éléments de réponses [14]. L'idée est d'estimer à partir d'une base de données unique deux types de mesures de l'aversion au risque en appliquant les deux méthodes en question. A partir des choix éducatifs à rendement risqué il est possible d'extraire les préférences pour le risque. Le même échantillon répondra à la question directe en quantifiant sa prédisposition à prendre le risque. L'analyse statistique du lien entre les deux types de mesures révélera ou pas une corrélation possible.

La base de données utilisée est la SOEP : German socio-economic panel, une enquête annuelle sur un panel de ménages représentatif de la population allemande [14]. Elle présente des informations rétrospectives sur les choix éducatifs d'un certain nombre d'individus appartenant au panel. Elle contient également les réponses à une question directe conçue afin de collecter des informations sur les préférences pour le risque. Il s'agit donc d'une base de données adaptée à l'objectif de l'étude.

Les résultats des estimations menées à partir de la SOEP montrent que le paramètre destiné à capturer la préférence pour le risque est positif quel que soit l'hypothèse de l'estimation, ce qui signifie que les individus appartenant au panel éprouvent de l'aversion contre le risque [14]. Sous l'hypothèse de l'homogénéité l'aversion au risque est de 0.08 ce qui paraît très faible comparé à d'autres études. Sous l'hypothèse de l'hétérogénéité le paramètre de l'aversion au

risque divise les individus en deux groupes avec une valeur de 0.089 pour les personnes plus disposées à prendre le risque contre 1.04 pour les individus à forte aversion au risque. Plusieurs variantes de l'aversion au risque ont été estimées sous l'hypothèse de l'hétérogénéité. Pour chaque variante, deux groupes distinguent les individus à faible aversion au risque des personnes à forte aversion au risque. La probabilité qu'un individu appartient à l'un des deux groupes dépend des caractéristiques observables. Plus précisément elle dépend de sa prédisposition à prendre le risque mesuré par la question directe de l'enquête. Le résultat le plus important de l'étude montre que la probabilité d'appartenir au groupe à forte aversion au risque dépend statistiquement de sa prédisposition à prendre le risque mesuré suivant la méthode directe avec quelques remarques. Une faible prédisposition à prendre le risque est associée à une forte probabilité d'appartenir au groupe à forte aversion pour le risque [14]. De l'autre côté une prédisposition forte à prendre le risque est associée à une faible probabilité d'appartenir au groupe le plus averse au risque mais le résultat n'est significatif que pour la variante où le paramètre d'aversion prend la valeur de 0.67.

4.2 Aversion au risque et investissement éducatif

Sur la base des résultats trouvés nous sommes en mesure de considérer les méthodes de mesure de l'aversion au risque comme substituables. Se pose maintenant la question de l'impact de l'aversion au risque sur le choix éducatif. Afin de répondre à la question une étude a été menée à partir d'une base de données italienne présentée sous le nom banque italienne d'enquête sur les revenus et la richesse, dans le but d'étudier le lien statistique entre l'attitude face au risque et la probabilité de continuer ses études supérieures [15]. La base de données contient des informations collectées en 1997 par SHIW auprès de 8135 ménages italiens. Les informations collectées portent sur la consommation, le revenu, la richesse et les caractéristiques des ménages.

Les données de l'enquête utilisées dans l'étude ont la particularité de présenter une mesure de l'aversion au risque à partir des réponses données par les répondants suite à une question portant sur une loterie imaginaire [15]. Plus précisément le répondant doit déclarer le prix qu'il est prêt à payer afin d'acheter une assurance lui permettant de gagner l'équivalent de 5000 euros à peu près ou de perdre son argent et ne rien gagner. Les probabilités de gagner ou de perdre sont égales. Pour un niveau de richesse donné W_i et un gain potentiel g_i de 5000 euros le prix d'achat optimal du droit de participation à la loterie bet doit résoudre la condition d'équilibre :

$$U_i(W_i) = \frac{1}{2}U_i(W_i + g_i) + \frac{1}{2}(W_i - bet) = EU(W_i + P_i) \quad (26).$$

où P_i est le rendement aléatoire de la loterie.

C'est-à-dire qu'il continuera à investir bet jusqu'à ce l'utilité certaine de la richesse dont il dispose actuellement $U_i(W_i)$ soit égale à l'utilité espérée retirée de la participation à la loterie $\frac{1}{2}U_i(W_i + g_i) + \frac{1}{2}(W_i - bet) = EU(W_i + P_i)$. L'aversion au risque implicite est donnée par :

$$A(W_i) = \frac{U''(W_i)}{U'(W_i)} = \frac{2(5000 - bet)}{5000^2 - bet^2} \quad (27).$$

Mais l'aversion au risque calculée sur la base des données relatives à des individus qui ont déjà terminé leurs études, dépend du niveau de richesse dont ils disposent au moment de l'enquête. L'un des résultats classiques de la théorie économique est que l'aversion au risque diminue

avec la richesse [15]. Se pose alors la question, l'étudiant au moment de la prise de décision disposait-il de la richesse d'aujourd'hui ? Était-il aussi averse au risque qu'aujourd'hui ? Dans cette étude les auteurs décomposent l'aversion au risque en deux parties additives et en quatre éléments [15]. La richesse, la source du risque et l'aversion au risque spécifique invariante dans le temps constituent la première partie. Les individus ne vivent pas les mêmes conditions macroéconomiques et donc ne font pas forcément face aux mêmes situations du risque ce qui constitue un élément d'hétérogénéité à neutraliser. La deuxième partie est une mesure résiduelle non classique du risque ϵ . Le but est d'extraire la composante invariante dans le temps θ_i^{ra} de l'aversion au risque. Le modèle économétrique qui rassemble l'ensemble de ses éléments est donné par :

$$A_{i,95} = \bar{A}_{i,95}(W_{i,95}; \text{situation du risque}_{i,95}; \text{contrainte de liquidité}_{i,95}; \theta_i^{ra}) + \epsilon_{i,95}^W \quad (28).$$

Les résultats montrent qu'effectivement l'aversion au risque $A_{i,95}$ baisse avec la richesse et augmente avec les contraintes de liquidité [15].

Si l'aversion au risque dépend de la richesse, à son tour l'accumulation de la richesse dépend de l'aversion au risque. L'endogénéité de l'attitude face au risque a été prise en compte dans le modèle [15]. La richesse a été exprimée en fonction des caractéristiques des parents X_i du nombre d'années d'études S_i d'un ensemble de variables susceptibles d'expliquer son évolution Z_i ainsi que la composante invariante dans le temps de l'aversion au risque θ_i^{ra} tel que $W_{i,95} = \gamma_X X_i + \gamma_S S_i + \gamma_Z Z_{i,95} + \gamma_R \theta_i^{ra} + \epsilon_{i,95}^W$. Il est important de noter que les auteurs dans leur modèle distinguent entre la richesse observée $obs. wealth_{i,95}$ et le montant pertinent de la richesse $W_{i,95}$ du point de vue de l'agent tel que

$$obs. wealth_{i,95} = \gamma_X X_i + \gamma_S S_i + \gamma_Z Z_{i,95} + \gamma_R \theta_i^{ra} + \epsilon_{i,95}^W = \gamma_W W_i + \epsilon_{i,95}^W \quad (29).$$

A la question posée à propos de la participation à la loterie l'interviewé peut répondre par je ne sais pas ou déclarer qu'il refuse de participer à ce type de jeu à la base [15]. La décision de répondre ou non dépend des indicateurs mesurant la qualité des questions posées mais également des caractéristiques de l'individu X de sa richesse $W_{i,95}$ ainsi que de sa prédisposition à répondre à la question qui est affectée par une hétérogénéité inobservée θ_i^R . La prise en compte de la décision de répondre est importante car une corrélation entre la prédisposition à répondre θ^R et l'aversion au risque θ^{ra} signifie qu'une auto sélection s'opère. D'ailleurs les estimations montrent qu'effectivement une corrélation négative existe. Ainsi la non prise en compte de l'endogénéité de la décision de répondre peut biaiser l'inférence de l'aversion au risque.

Le principal modèle économétrique de l'étude crée un lien de dépendance entre la probabilité d'arrêter ses études $H_{g,i}$ à un niveau éducatif g et les caractéristiques de l'individu i , qui se composent des caractéristiques des parents et des caractéristiques personnelles regroupées dans le vecteur X , de l'hétérogénéité spécifique à la personne $\alpha_g \theta_i$ ainsi que de l'élément invariant dans le temps de son aversion au risque θ_i^{ra} tel que

$$U_{g,i} = \alpha_g \theta_i + \beta'_g X_i + \delta_g \theta_i^{ra} \quad (30).$$

Le système éducatif en Italie avait connu une mutation importante ce qui a amené les auteurs à distinguer la cohorte avant 1950 de celle d'après 1950. Le modèle a été estimé séparément pour

les deux cohortes. Les résultats valident l'effet positif de l'aversion au risque θ_i^{ra} sur le taux de sortie du système éducatif pour les deux cohortes [15]. Les coefficients pour les deux cohortes d'avant et d'après 1950 sont respectivement de +0.81 et +0.99. En conclusion et en se rapportant aux résultats de l'étude, il paraît que l'étudiant perçoit comme risqué l'investissement dans les études supérieures et que conformément aux conclusions de l'analyse théorique l'étudiant averse au risque a plus de chance de quitter le système afin de se protéger contre le risque.

Brown et al, ont mené un travail empirique à la recherche d'un lien potentiel entre l'aversion au risque et l'investissement éducatif [16]. Ils ont essayé de profiter des données concernant l'aversion au risque mesurée pour des individus participants à une enquête à l'aide des loteries hypothétiques. Les données en question proviennent de l'enquête PSID « Panel study of Income Dynamics » réalisée par l'institut pour la recherche sociale de l'Université de Michigan. Le panel est représentatif. L'enquête s'étale sur plusieurs années à partir de 1968. Les données de 1996 utilisées principalement dans cette étude contiennent une mesure d'aversion au risque obtenue à l'aide de cinq questions portant sur des loteries hypothétiques. Les réponses à ces questions sont à la base de la création par Brown et al d'un index de mesure de l'aversion au risque de six points tandis que les données présentes dans la base PSID mesurent plutôt la tolérance au risque. Pour tester la robustesse des résultats, les auteurs décident d'utiliser les deux mesures. L'échantillon utilisé dans l'étude réalisée par Brown et al, contient 5277 observations qui concernent des chefs de ménages employés en 1996 âgés entre 18 ans et 65 ans.

Le modèle à la base de ce travail empirique [16] suppose que l'investissement éducatif dépend des caractéristiques personnelles comme l'âge, le genre, l'appartenance ethnique, le statut matrimonial de la mère à la naissance, le statut professionnel du Père, la religion, et bien d'autres ainsi que l'aversion au risque tel que:

$$e_i = f(X_i, r_i) + \varepsilon_{i1} \quad (31).$$

- e_i : volume d'investissement éducatif
- r_i : risque préférence
- X_i : les autres variables explicatives

Le volume de l'investissement éducatif est quantifié suivant deux types de mesure distincts. La première mesure correspond au niveau d'étude le plus élevé atteint par le chef de ménage. Ces niveaux sont représentés par des chiffres selon un index de 5 points. Par exemple, ceux qui n'ont pas terminé leurs études secondaires sont représentés par 0 tandis que ceux qui ont accompli leurs études secondaires obtiennent 1. Le chiffre 2 est réservé à ceux qui ont fréquenté l'université mais qui n'ont pas accompli leurs études supérieures etcetera. La deuxième mesure est quantitative. Elle correspond au nombre d'années d'études accomplies. C'est une variable continue qui varie entre 8 et 17. Le modèle de base est estimé à l'aide d'un probit ordinal quand le volume de l'investissement éducatif est quantifié par la première mesure tandis qu'il est estimé à l'aide d'une régression par les moindres carrés ordinaires quand le volume de l'investissement est quantifié par la deuxième mesure [16].

Le résultat des estimations valide l'existence de relation significative statistiquement entre l'attitude vis-à-vis du risque et le volume de l'investissement éducatif [16]. En effet, une aversion au risque plus élevée est associée à une probabilité plus élevée de ne pas dépasser le niveau secondaire et à une probabilité plus faible d'aller jusqu'à réaliser des études supérieures

poussées. Plus précisément, une augmentation d'un écart-type de l'aversion au risque entraîne une augmentation de la probabilité de ne pas dépasser le secondaire de 1,9 % et une baisse de la probabilité de réaliser des études supérieures poussées de 1 %. Des résultats concordants sont obtenus en utilisant les moindres carrés ordinaires pour estimer l'effet de l'aversion au risque sur le nombre d'années d'études. En effet, une augmentation d'un point de l'aversion au risque entraîne la baisse de 1,9 % du nombre d'années d'études accomplies. Des résultats cohérents sont obtenus en estimant le modèle de base après avoir remplacé l'aversion au risque par la tolérance du risque. En effet, une tolérance du risque plus élevée diminue la probabilité de ne pas dépasser le secondaire et augmente la probabilité d'accomplir des études supérieures poussées.

Brown et al, ont pris au sérieux le problème de décalage temporel entre la date de mesure de l'aversion au risque et la date de réalisation des choix éducatifs [16]. Ce décalage est sans incidence sous l'hypothèse de l'invariance des préférences pour le risque à travers le temps. Or, l'adoption d'une telle hypothèse exige une certaine validité empirique. Les auteurs présentent deux études empiriques qui montrent que les préférences pour le risque ne varient pas avec le temps. Ces résultats n'ont pas empêché les auteurs de vérifier par eux-mêmes à l'aide de trois traitements statistiques différents. D'abord, ils étudient l'effet de l'âge sur les préférences pour le risque, ensuite, ils estiment leur modèle de base pour plusieurs cohortes de différents âges et enfin ils explorent les mesures de l'aversion au risque des enquêtes antérieures à celle de 1996.

Les estimations reliant l'aversion au risque et l'âge montrent que ce dernier affecte les préférences pour le risque qu'elles soient mesurées selon l'index d'aversion au risque ou l'index de tolérance pour le risque [16]. Ces résultats semblent invalider l'hypothèse de la stabilité des préférences pour le risque à travers le temps. Le résidu du modèle utilisé pour tester l'effet de l'âge sur l'attitude face au risque est intégré comme variable dans le modèle de base que les auteurs ont estimé à nouveau. Les résultats montrent que le résidu utilisé comme mesure de l'attitude face au risque purgé de l'effet de l'âge affecte de manière statistiquement significative le volume de l'investissement éducatif. Ceci permet à Brown et al, de conclure que les résultats précédents ne capturent pas un effet non observable de l'âge ou de la richesse.

Place maintenant au deuxième traitement qui consiste à diviser l'échantillon en plusieurs cohortes selon l'âge. Pour chaque sous-échantillon, les auteurs testent si l'effet de l'attitude vis-à-vis du risque sur le volume de l'investissement éducatif est significativement différent des estimations obtenues à partir de tous les échantillons [16]. De manière générale, les résultats ne permettent pas le rejet de l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences significatives. Ainsi, ce test confirme l'hypothèse de la stabilité des préférences pour le risque dans le temps.

Le dernier test est possible à l'aide de l'exploitation des données des enquêtes antérieures concernant l'évitement du risque mesuré à partir des comportements réels observés comme l'achat d'assurance. Sur la base de cette donnée, les auteurs ont calculé une nouvelle mesure de l'aversion au risque qui représente une moyenne des évitements du risque mesurés entre 1969 et 1972 quand l'individu a participé dans plusieurs enquêtes entre 1969 et 1972 [16]. L'échantillon est réduit à 647 individus pour n'intégrer que les personnes qui ont participé à l'enquête 1996 et à une enquête antérieure entre 1969 et 1972. Si l'attitude vis-à-vis du risque ne change pas dans le temps, on s'attend à ce que la nature et la force de la relation entre la nouvelle mesure de l'aversion au risque et l'investissement éducatif soient similaires à la

relation entre l'aversion au risque mesurée à partir des données de 1996 et le volume de l'investissement éducatif. D'abord, les deux mesures, l'aversion au risque et l'évitement du risque sont positivement corrélées ce qui suggère que l'hypothèse de l'invariance de l'attitude vis-à-vis du risque est valide [16]. Ensuite, les résultats montrent que, pour cet échantillon de 647 personnes, les deux mesures aversion au risque et évitement du risque affectent de manière significative statistiquement le niveau du volume de l'investissement éducatif [16]. Cependant, Brown et al constatent une différence importante dans le poids d'influence. Ainsi, l'évitement du risque affecte de manière plus puissante l'investissement éducatif comparé à l'aversion au risque mesuré à partir des données de 1996. Selon les auteurs, ce résultat est dû au fait que l'éducation est terminée, dans la majorité des cas, plus tôt que 1996. Ainsi, ce dernier résultat est perturbant car il semble infirmer l'hypothèse de l'invariance de l'attitude vis-à-vis du risque mais en même temps il donne plus de robustesse au modèle de base utilisé dans cette étude.

5 Conclusion

L'analyse théorique nous laisse perplexe par rapport à l'effet du risque sur le choix éducatif à cause des conclusions contradictoires. On peut dire que, de manière générale, les modèles présentés dans ce travail qui n'intègrent pas la valeur d'option convergent vers une conclusion qui stipule que le risque affecte négativement l'investissement éducatif, tandis que le modèle qui intègre la valeur d'option présenté dans ce travail conclut l'inverse. Les travaux empiriques n'échappent pas non plus aux conclusions contradictoires. Mais de manière générale, on peut conclure globalement à un effet négatif du risque et de l'aversion au risque sur l'investissement éducatif avec certaines nuances. Le risque semble décourager les personnes averses au risque à choisir certaine filière d'étude ou s'inscrire dans un niveau d'étude plus élevé.

Référence

- [1] D. Levhari et Y. Weiss, «The Effect of Risk on the Investment in Human Capital,» *The American Economic Review*, vol. 64, n° 16, pp. 950- 963, 1974.
- [2] A. Snow et R. S. J. Warren, «Human Capital Investment and Labor Supply Under Uncertainty,» *International Economic Review*, vol. 31, n° 11, pp. 195- 206, Feb 1990.
- [3] J. T. Williams, «Uncertainty and the Accumulation of Human Capital Over the Life Cycle,» *The Journal of Business*, vol. 52, n° 14, pp. 521-548, Oct 1979.
- [4] N. Bilkic, T. Gries et M. Pilichowski, «Stay in school or start working? : the human capital investment decision under uncertainty and irreversibility,» *CESifo Working Paper*, n° 12825, 2009.
- [5] J. Hartog et L. Diaz-Serrano, «Earnings Risk and Demand for Higher Education: A Cross-Section Test for Spain,» *Journal of Applied Economics*, vol. 10, n° 11, pp. 1-28, 2007.
- [6] D. J. Henderson, A.-C. Souto et L. Wang, «Higher order risk return to education,» *Journal of Risk and Financial Management*, vol. 13, n° 111, p. 253, 2020.

- [7] L. J. Kirkebøen, «Preferences for lifetime earnings, earnings risk and nonpecuniary attributes in choice of higher education. Discussion Papers.,» *Statistics Norway, Research Department, Oslo*, n° 1725, 2012.
- [8] H. S. NIELSEN et A. VISSING-JORGENSEN, «The Impact of Labor Income Risk on Educational Choices: Estimates and Implied Risk Aversion. Working paper.,» 2005.
- [9] D. Checchi et C. García-Peñalosa, «Risk and the distribution of human capital,» *Economics Letters*, vol. 82, n° 11, p. 53–61, 2004.
- [10] T. Brodaty, R. J. Gary-Bobo et A. Prieto, «Do risk aversion and wages explain educational choices?,» *Journal of Public Economics*, vol. 117, p. 125–148, 2014.
- [11] J. Hartog, X. Ding et J. Liao, «Is earnings uncertainty relevant for educational choice? An empirical analysis for China,» *IZA Discussion Papers*, n° 15679, 2011.
- [12] P. Attanasio et M. K. Kaufmann, «Education choices and returns to schooling: Mothers' and youths' subjective expectations and their role by gender,» *Journal of Development Economics*, vol. 109, p. 203–216, 2014.
- [13] I. A. Ruder et M. Van Noy, «Knowledge of earnings risk and major choice: Evidence from an information experiment,» *Economics of Education Review*, vol. 57, p. 80–90, 2017.
- [14] F. M. Fossen et D. Glocker, «Stated and revealed heterogeneous risk preferences in educational choice,» *European Economic Review*, n° 197, p. 1–25, 2017.
- [15] C. Belzil et M. Leonardi, «Risk Aversion and Schooling Decisions,» *Annals of Economics and Statistics*, n° 1111/112, pp. 35-70, 2013.
- [16] S. Brown, A. Ortiz et K. Taylor, «Educational Attainment and Risk Preference. Working Paper.,» *Department of Economics, University of Sheffield Sheffield Economic Research*, n° 1 Paper Series 2006002, 2006.