

**DETERMINANTS DE CHOIX D'UNE GRANDE ECOLE ECONOMIQUE ET COMMERCIALE EN ALGERIE: INFLUENCE DES PERCEPTIONS DES RISQUES DE SCOLARITE ET D'EMPLOI****DETERMINANTS OF CHOICE OF A MAJOR ECONOMIC AND COMMERCIAL SCHOOL IN ALGERIA: INFLUENCE OF PERCEPTIONS OF EDUCATIONAL AND EMPLOYMENT RISKS**Halfaoui Badia ^{1*}

1 Laboratoire d'Etudes Pratiques en Sciences Commerciales et en Sciences de Gestion. Ecole Supérieure de Commerce (Algérie).

Date de Réception : 21/01/2020 ; Date de révision : 14/02/2020 ; Date d'acceptation : 05/03/2020

RESUME

Cette étude met en exergue les déterminants de choix d'une grande école économique et commerciale en Algérie. L'accent est mis sur l'influence des attentes subjectives des étudiants. La validité et la fidélité du questionnaire ont fait l'objet d'une *Analyse Factorielle Exploratoire* et d'une *Analyse de Corrélation Intra Classe*. Le choix de scolarité est expliqué par un modèle *logit multinomial mixte* prenant en compte à la fois les caractéristiques des écoles (les anticipations des risques de scolarité et d'emploi) et celles des étudiants. Les résultats laissent présager qu'une augmentation du risque de scolarité anticipé d'une école diminue l'attrait pour cette école. Toutefois, le risque d'emploi anticipé n'est pas significatif. En outre, les étudiants ayant obtenu les meilleurs résultats scolaires antérieurs préfèrent l'ESC, ceux qui se préoccupent du risque d'emploi évitent l'ENSSEA et ceux qui se soucient du risque de scolarité ou sont issus d'un milieu social favorisé optent pour l'EHEC.

Mots clés : Attentes subjectives ; Choix de scolarité; Risque de scolarité; Risque d'emploi ; Modèle *logit multinomial mixte*.

Classification JEL: C35, I23, J24.

ABSTRACT

This study highlights the determinants of choice of a major economic and commercial school in Algeria. Particular attention is paid to the influence of perceptions of educational and employment risks. The validity and the reliability of the survey were the subject of an *Exploratory Factor Analysis* and an *Intra Class Correlation Analysis*. The choice of a school is explained by a *mixed multinomial logit model* taking into account both the characteristics of the schools (anticipated educational and employment risks) and those of the students. The results suggest that an increase in a school's anticipated educational risk decreases the attractiveness of students for that school. However, the anticipated employment risk is not significant. In addition, students with the best previous academic performance prefer ESC, those who are concerned about employment risk avoid ENSSEA and those who care about educational risk or come from privileged social background opt for EHEC.

Keywords : Subjective expectations; School choice; Educational risk; Employment risk; *Mixed multinomial logit model*.

JEL classification : C35, I23, J24.

* Halfaoui Badia, hbadia@hotmail.fr

INTRODUCTION

Le choix d'une formation universitaire est l'une des décisions économiques la plus importante durant le parcours scolaire d'un individu. En Algérie, le choix de scolarité des bacheliers, régulé auparavant uniquement par l'auto sélection, repose actuellement sur les vœux exprimés, les capacités d'accueil des établissements, et surtout, sur l'origine scolaire et les résultats du baccalauréat. Pour les grandes écoles, en plus des vœux exprimés, l'orientation s'effectue en fonction du classement obtenu au concours d'admission.

La question fondamentale de la présente étude est de cerner les raisons de choix de la grande école des étudiants ayant accompli avec succès deux années préparatoires. Un intérêt particulier est accordé à l'analyse de l'impact des perceptions des risques de scolarité et d'emploi.

A cet effet, nous exposons dans la première section succinctement une revue de la littérature. Nous présentons en section deux la méthodologie et proposons un modèle *logit multinomial mixte* de choix d'une grande école. La troisième section est réservée à la description des données, au traitement des données manquantes et à l'étude de la validité et la fidélité du questionnaire. Nous entamons la quatrième section par l'estimation des anticipations des risques de scolarité et d'emploi. Ensuite, nous discutons et interprétons les résultats empiriques.

1. REVUE DE LA LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE

Les études supérieures peuvent se réaliser à travers des cursus différents conduisant à des carrières et à des positions sociales différentes (Nakhili, 2005). Les facteurs déterminants de choix de scolarité peuvent varier d'un pays à un autre. Essayer d'appliquer un modèle unique pour des individus de différents pays et de différentes cultures pourrait donc être une erreur (Ford et al., 1999).

L'un des premiers modèles théoriques de choix d'établissement universitaire fut introduit par Chapman (1981). Ce modèle conceptuel prend en compte les caractéristiques actuelles de l'étudiant (dont le background scolaire) et celles de sa famille ainsi que les caractéristiques de l'établissement.

Pour expliquer la demande d'éducation et le choix de scolarité, les économistes soulignent l'importance des coûts, des gains futurs et des perspectives d'emploi. En psychologie, les facteurs goût et habilité personnels sont privilégiés. Alors qu'en sociologie, l'origine sociale et la position sociale future sont favorisées. La décision éducative de l'individu dépend de sa vocation mais aussi de l'adéquation de ses aptitudes académiques avec les exigences de la filière envisagée. Au moment de s'inscrire à l'université, les individus font un arbitrage entre les différentes filières en se basant, notamment, sur l'intérêt pour la filière elle-même, sur les avantages professionnels associés à chaque filière ainsi que sur leurs probabilités de réussite estimées. Les préférences d'un individu peuvent être encouragées par les attentes sociétales ou par les perspectives de marché du travail (Biémar et al., 2003). Elles peuvent être influencées par l'origine socioéconomique, l'intelligence, la race et le sexe (Levine, 1976). Elles peuvent dépendre, également, des considérations sociologiques d'éligibilité au statut d'étudiant et aux positions sociales élevées (Lévy-Garboua, 1976).

L'explication économique traditionnelle de la demande d'éducation s'appuie sur la rentabilité pécuniaire des études (Becker, 1964 ; Ben-Porath, 1967 ; Mincer, 1974). Ainsi, certains étudiants choisissent leurs filières en fonction de leurs revenus espérés réalisés sur un horizon de temps défini (Freeman, 1971). L'investissement en capital humain est soumis à un risque considérable. Ce risque a été largement ignoré dans l'analyse économique classique (Lehvári et Weiss, 1974 ; Kodde, 1986 ; Hartog et al., 2004). Deux sources de risque, le risque de scolarité et le risque de marché du travail sont généralement distinguées (Hartog et al., 2004). Les degrés du risque et le degré de l'aversion au risque diffèrent, particulièrement, selon l'origine scolaire (Arcidiacono et al., 2012), l'origine socioéconomique (Mingat, 1981, Montmarquette et al., 2002) et le genre (Montmarquette et al., 2002 ; Zafar, 2013).

L'employabilité et les niveaux de revenus des diplômés sont, vraisemblablement, associés aux filières d'études universitaires. Toutefois, en plus des chances de trouver un emploi, les étudiants préfèrent, également, les filières qui leur assurent de fortes chances de réussir dans leur scolarité (Montmarquette et al., 1998). Ainsi, la

décision de s'inscrire à l'université comporte plusieurs arbitrages tel que l'arbitrage entre le revenu présent et les rémunérations futures, l'arbitrage entre l'accès immédiat à la qualité de vie et l'accès futur à l'élite (Lévy-Garboua, 1976), l'arbitrage entre l'intérêt personnel pour différentes formations possibles et la perception subjective des contraintes perçues (De Kerchove et Lambert, 2001) et l'arbitrage entre le rendement et le risque en éducation (Duru et Mingat, 1988). Généralement, des études universitaires de longue durée conduisent à une profession procurant des revenus futurs importants. Cependant, ces études sont relativement plus difficiles et par conséquent plus risquées (Colomet al., 1992 cité par Jiménez et Salas-Velasco, 2000). L'hypothèse que les individus rationnels choisiraient les cursus qui offrent une rentabilité plus élevée est considérée seulement lorsque ce choix comprend un niveau de risque acceptable. Il est attendu que l'étudiant, ayant plus d'avantages en termes de classe sociale et de réussite scolaire, donnera plus d'importance au rendement et moins d'importance au risque (Mingat et Eicher, 1982).

La décision de choix de l'étudiant peut être liée aux risques de scolarité réels (Paglin et Rufolo, 1990 ; Turner et Bowen, 1999 ; Jiménez et Salas-Velasco, 2000 ; Poglia et Molo, 2007), aux risques de scolarité perçus (Bamberger, 1987 ; Nieradzick, 1995 ; Zafar, 2011 ; Arcidiacono et al., 2012) et aux risques de marché du travail (Berger, 1988 ; Jiménez et Salas-Velasco, 2000 ; Montmarquette et al., 2002 ; Zafar, 2011 ; Arcidiacono et al., 2012). Elle peut dépendre, également, des aptitudes académiques de l'étudiant (Paglin et Rufolo, 1990 ; Turner et Bowen, 1999 ; Jiménez et Salas-Velasco, 2000 ; Poglia et Molo, 2007 ; Bartolj et Polanec, 2012), de son origine socioéconomique (Lévy-Garboua, 1976 ; Jiménez et Salas-Velasco, 2000 ; De Kerchove et Lambert, 2001 ; Duru-Bellat et Kieffer, 2008), de l'influence de son entourage social immédiat tels que la famille, les amis et les conseillers pédagogiques (Auten, 1951 ; Biémar et al., 2003 ; De Kerchove et Lambert, 2001) ainsi que de son genre (Montmarquette et al., 2002 ; Poglia et Molo, 2007 ; Zafar, 2013).

2. METHODOLOGIE ET MODELISATION ECONOMETRIQUE

Ce présent article vise à étudier les déterminants de choix de la grande école des étudiants ayant accompli avec succès deux années préparatoires au sein de l'une des cinq (5) Ecoles Préparatoires des Sciences Economiques, Commerciales et Sciences de Gestion (EPSECSG) en Algérie.¹ Un intérêt particulier est accordé à l'analyse de l'impact des perceptions des risques de scolarité et d'emploi. Ce travail s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques de Berger (1988), d'Oosterbeek et al. (1992), de Montmarquette et al. (1998 et 2002), de Bartolj et Polanec (2012) et d'Arcidiacono et al. (2012).

A l'instar des études de Montmarquette et al. (1998) et d'Arcidiacono et al. (2012), notre approche s'intègre dans la littérature sur l'utilisation des attentes subjectives (Manski, 1993 ; Dominitz et Manski, 1996 et Manski, 2004).² A cet effet, un questionnaire portant sur les perceptions des étudiants relatives aux raisons de choix de la grande école a été conçu et administré aux étudiants de l'Ecole des Hautes Etudes Commerciales (EHEC ex INC), de l'Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSSEA ex INPS) et de l'Ecole Supérieure de Commerce (ESC).³ L'échantillon, de taille 599, est caractérisé par des données manquantes. Ce problème est traité par la méthode *Expectation-Maximisation (EM)*. La validité et la fidélité des instruments de mesure du questionnaire ont fait l'objet d'une *Analyse Factorielle Exploratoire (AFE)* et d'une *Analyse de Corrélation Intra Classe (ACIC)*.

¹ L'EPSECG d'Alger (Draria) a été ouverte en 2009 et les quatre (4) autres EPSECG (Annaba, Constantine, Oran et Tlemcen) en 2010. L'année 2015-2016 a connu l'ajout aux cinq (5) EPSECG déjà existantes des classes préparatoires intégrées au sein des trois (3) écoles EHEC, ESC et ENSSEA.

² Bien que les économistes aient longtemps été hostiles aux données subjectives (Manski, 2004), les études économiques empiriques sur les choix scolaires utilisent systématiquement des données subjectives des répondants sur leurs origines, leurs choix et leurs résultats scolaires (Manski, 1993). Par exemple, Dominitz et Manski (1996) constatent que les répondants sont disposés et capables de répondre de façon significative aux questions suscitant leurs attentes de gains sous forme probabiliste.

³ L'étude d'Oosterbeek et al. (1992) est basée sur leur propre questionnaire, celles de Berger (1988) et de Montmarquette et al. (2002) sont basées sur l'enquête standardisée NLSY alors que celle de Bartolj et Polanec (2012) utilise des données administratives.

L'interprétation des données sur les choix de scolarité peut dépendre de façon critique de la manière dont les individus utilisent effectivement les informations concernant l'aptitude pour former les anticipations du rendement de scolarité (Manski, 1993). A l'instar de Bartolj et Polanec (2012), l'aptitude est mesurée dans notre cas par les résultats scolaires antérieurs (résultats du baccalauréat et des classes préparatoires aux grandes écoles).⁴

En adoptant le cadre général de l'utilité aléatoire conçu par McFadden (1974), le modèle économétrique retenu est un modèle *logit multinomial mixte* (McFadden et Train, 2000 ; Train, 2009) qui explique le choix de la grande école, à la fois, en fonction des anticipations des risques de scolarité et d'emploi (caractéristiques des écoles) ainsi qu'en fonction des résultats scolaires antérieurs et des caractéristiques du milieu social (caractéristiques des étudiants). Les caractéristiques des individus (étudiants) englobent, en plus des variables habituelles (âge, sexe, lieu de résidence, origine scolaire, habilité et origine socioéconomique et socioculturelle), des perceptions subjectives exprimant l'importance de quelques facteurs, révélés par l'AFE, censés capturer et mesurer des raisons de choix de scolarité notamment l'importance des risques de scolarité et d'emploi. Concernant les caractéristiques des alternatives (écoles), comme dans le modèle de Berger (1988) et d'Oosterbeek et al. (1992) où les gains ne sont observés que pour la filière réellement choisie, les perceptions subjectives des risques de scolarité et d'emploi, dans notre cas, ne sont disponibles que pour l'école fréquentée. Cependant, contrairement à Montmarquette et al. (1998) qui utilisent des réponses dichotomiques sur les chances annoncées de réussir et d'obtenir un emploi pour chaque filière, nous substituons ces variables par des anticipations des risques de scolarité et d'emploi pour chaque école.⁵ Ainsi, pour estimer les anticipations des risques de l'ensemble des étudiants de l'échantillon pour chaque école à partir des perceptions subjectives des risques (deux facteurs révélés par l'AFE), nous utilisons une seule régression qui inclut en plus des variables explicatives appropriées deux variables binaires capturant l'effet fixe de chaque école.

Notre modélisation économétrique repose sur le principe standard de rationalité. Après avoir accompli avec succès les deux années préparatoires, l'étudiant i est confronté à la décision de choisir une grande école j parmi K écoles possibles. Naturellement, les individus sont prospectifs, leurs choix dépendent non seulement de la situation actuelle mais aussi de l'avenir. Ils choisissent donc un domaine d'étude qui maximise leur fonction d'utilité.

L'utilité aléatoire u_{ij} de l'individu i pour le choix de l'école j s'écrit comme suit:

$$u_{ij} = \beta y_{ij} + \alpha_j w_i + \varepsilon_{ij} \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad \text{et} \quad \forall j = 1, 2, \dots, K \quad (1)$$

Elle est exprimée en fonction des caractéristiques de l'alternative éducative (école) j perçues par l'individu i (y_{ij}) et des caractéristiques de l'individu i (w_i).⁶ Les caractéristiques de l'école j sont résumées par les anticipations des risques de scolarité et d'emploi (deux facteurs révélés par l'AFE). Les caractéristiques de l'individu i contiennent, en plus des variables âge, sexe, lieu de résidence, origine scolaire, habilité et origine socioéconomique et socioculturelle, des perceptions subjectives (quatre facteurs révélés par l'AFE) exprimant l'importance de quelques facteurs censés capturer des raisons de choix de la grande école.⁷

⁴ Pour mesurer l'habilité, Berger (1988) et Montmarquette et al. (2002) utilisent des tests d'aptitudes standardisées et non scolaires, respectivement le "IQ" et le "ASVAB". Arcidiacono et al. (2012) recourent à des évaluations subjectives par les étudiants de leurs propres aptitudes. Pour Montmarquette et al. (1998) l'habilité est mesurée à travers les notes d'arabe, de français et de mathématiques de la classe terminale.

⁵ Parmi les études citées ci-dessus seulement dans l'étude de Montmarquette et al. (1998) les alternatives sont caractérisées à la fois par le risque de l'échec scolaire et le risque d'emploi.

⁶ Les coefficients α_j des variables explicatives w_i dépendent de l'alternative j . Cependant, les coefficients des variables explicatives y_{ij} sont supposés constants à travers les alternatives, de ce fait les coefficients β demeurent les mêmes pour chaque filière.

⁷ Les facteurs associés aux risques de scolarité et d'emploi, révélés par l'AFE, expriment à travers y_{ij} les caractéristiques de l'école j . Par contre, les facteurs mesurant l'importance des risques de scolarité et d'emploi inclus dans le vecteur w_i expriment des caractéristiques de l'individu i . Les premiers désignent les anticipations par l'individu i des risques de scolarité et d'emploi associées à l'alternative j . Les seconds, par contre, représentent les attitudes de l'individu i envers les risques encourus lors du choix de l'école j .

Les idiosyncrasies des préférences individuelles pour l'alternative j sont représentées par un terme aléatoire ε_{ij} . Les vecteurs β et $\alpha_j, \forall j$, représentent des paramètres à estimer.

L'individu i choisit l'école j si : $u_{ij} \geq u_{ik}, \forall k \neq j$

Le niveau de la fonction d'utilité u_{ij} est inobservable. Toutefois, le choix de l'école j par l'individu i, C_{ij} est observable et définit comme suit :

$$C_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } u_{ij} \geq u_{ik}, \forall k \neq j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (2)$$

En supposant que le vecteur X_{ij} regroupe à la fois les caractéristiques des individus w_i et des alternatives y_{ij} et que v_j soit un vecteur regroupant les paramètres α_j et β nous avons:

$$u_{ij} = v_j X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \forall i = 1, \dots, N, \text{ et } \forall j = 1, 2, 3, \dots, K \quad (3)$$

La probabilité que l'individu i choisisse l'école j est définie par :

$$\begin{aligned} \pi_{ij} &= P(C_{ij} = 1 / X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iK}) = P(u_{ik} \leq u_{ij}, \text{ pour tout } k) \\ \pi_{ij} &= P(\varepsilon_{ik} \leq \varepsilon_{ij} + (v_j X_{ij} - v_k X_{ik}), \text{ pour tout } k) \end{aligned} \quad (4)$$

Les termes d'erreur ε_{ij} sont des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées selon la loi de Gumbel.⁸

Dans le modèle *logit multinomial mixte*, la probabilité que l'individu i choisisse l'école j peut s'écrire sous la forme:⁹

$$\pi_{ij} = P(C_{ij} = 1) = \frac{\exp(\beta y_{ij} + \alpha_j w_i)}{\sum_{k=1}^K \exp(\beta y_{ik} + \alpha_k w_i)}, \quad j = 1, 2, 3, \dots, K \quad (5)$$

Pour les $K \times N$ variables binaires C_{ij} , on peut écrire la vraisemblance associée à l'échantillon comme étant le produit des probabilités associées :

$$L^*(\beta, \alpha, C) = \text{Ln } L(\beta, \alpha, C) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^K C_{ij} \text{Ln } \pi_{ij} \quad (6)$$

A partir de la relation (5), le odds ratio (ratio des probabilités) $\frac{\pi_{ij}}{\pi_{ik}}$ associé aux deux alternatives distinctes j

et k , s'écrit sous la forme:

$$\frac{\pi_{ij}}{\pi_{ik}} = \frac{P(C_{ij} = 1)}{P(C_{ik} = 1)} = \exp \left[\beta (y_{ij} - y_{ik}) + (\alpha_j - \alpha_k) w_i \right] \quad (7)$$

Contrairement au modèle de régression linéaire classique, les coefficients estimés dans les modèles *logit* ne permettent pas d'évaluer directement l'impact d'une variable explicative. En effet, cet impact dépend, comme pour tous les modèles à variables dépendantes discrètes, des probabilités de choix des alternatives.

⁸ Les termes d'erreur ε_{ij} sont distribués selon une distribution à valeur extrême de type I (Gumbel) dont la fonction de répartition est donnée par: $F(\varepsilon_{ij}) = \exp(-\exp(-\varepsilon_{ij}))$ (McFadden, 1973).

⁹ Le terme modèle *logit mixte* est utilisé dans ce travail pour se référer au modèle d'erreurs composées.

3. PRESENTATION DU QUESTIONNAIRE ET ANALYSE DES DONNEES

3.1. DESCRIPTION DES DONNEES

Notre analyse repose sur les données d'un questionnaire destiné aux étudiants inscrits, durant l'année universitaire 2013/2014, dans les trois grandes écoles économiques et commerciales (EHEC, ENSSEA et ESC). Au moment de notre enquête, les étudiants avaient déjà entrepris leur programme au niveau de la grande école.¹⁰ Au total 599 étudiants sur 1982 (358 de l'ESC, 125 de l'EHEC et 116 de l'ENSSEA) ont complété le questionnaire, soit 30,2% des inscrits.¹¹

Le questionnaire comprend, en plus du choix de l'étudiant, ses caractéristiques individuelles dont l'origine scolaire et l'origine socioéconomique ainsi que les raisons qui auraient pu influencer son choix de la grande école. Ces raisons regroupent les motivations et les intérêts individuels ainsi que les perceptions des risques de scolarité et d'emploi.

Tableau 1. Caractéristiques individuelles et socioéconomiques des étudiants

	Moyenne	Ecart-type
Age en années	22,02	0,96
Moyenne générale du Baccalauréat	14,897	0,808
Sexe féminin	65,8%	
Wilaya de résidence Alger	35%	
Série du baccalauréat Gestion-Economie (GE)	56%	
Série du baccalauréat Sciences Expérimentales (SE)	40%	
Mention du baccalauréat au moins Bien	89,6%	
Note de mathématique du baccalauréat ≥ 16	61,3%	
$14 \leq$ Note de mathématique du baccalauréat < 16	27,4%	
Note de français du baccalauréat ≥ 14	38,7%	
$10 \leq$ Note de français du baccalauréat < 14	47,3%	
Niveau d'instruction au plus primaire du père	21,1%	
Niveau d'instruction au plus primaire de la mère	33,3%	
Activité du père (ne travaille pas)	3,4%	
Activité de la mère (ne travaille pas)	67,2%	
Revenu mensuel du père inférieur à 100000DA	77,1%	
Revenu mensuel de la mère inférieur à 100000DA	65,7%	

Pour ce qui est du choix de la grande école, 63,4% des répondants déclarent préférer l'ESC, 25,2% l'EHEC et 11,4% l'ENSSEA.¹² Les Caractéristiques individuelles des étudiants résumées dans le tableau 1 montrent que l'âge moyen des répondants de l'échantillon est de 22 ans. Presque deux tiers de ces derniers sont de sexe féminin. La part des filles qui résident (origine géographique) hors Alger est de 60,2% contre 74,4% pour les garçons. Parmi les 261 étudiants d'origine scolaire autre que Gestion-Economie (GE), les étudiants d'origine sciences expérimentales (SE) sont majoritaires. Presque 60% des étudiants de l'EHEC et l'ESC sont détenteurs d'un baccalauréat GE, alors que 60% des étudiants de l'ENSSEA sont d'origine scientifique S (SE ou M ou TM).¹³ La moyenne générale du baccalauréat est de 14,98 pour les étudiants de série GE et de 14,80 pour ceux d'origine S. Les parts des étudiants S ayant obtenu une moyenne générale au baccalauréat supérieure ou égale à 14 (au moins mention Bien) sont de 92,5%, 90,1% et 80,3% pour l'EHEC, l'ESC et l'ENSSEA respectivement. Presque 70% des répondants détenteurs d'un baccalauréat GE affirment avoir obtenu une note en mathématiques inférieure à 16/20. Alors que pour 89,3% des étudiants d'origine S, cette note est supérieure ou égale à 16/20. Quant à la note de français, langue d'enseignement pour la majorité des cours des grandes écoles,

¹⁰ Les étudiants de deuxième et de troisième année avaient les résultats scolaires des années précédentes et tous les étudiants détenaient leurs notes du premier semestre de l'année 2013/2014.

¹¹ Lors de l'enquête, les étudiants de 3^{ème} année étaient en période de stage. Ainsi les étudiants de l'ENSSEA ne sont pas du tout représentés alors que 25 étudiants de l'ESC et 13 étudiants de l'EHEC ont pu, tout de même, remplir le questionnaire. En excluant les étudiants de 3^{ème} année, le taux de réponse avoisine les 36,9%.

¹² Le taux d'insatisfaction des choix des inscrits dans les trois écoles est en moyenne de 12,4%. Ce taux prend la valeur maximale de 46,5% pour les inscrits à l'ENSSEA.

¹³ Ces proportions par école peuvent ne pas refléter fidèlement la population ciblée puisque les étudiants de 3^{ème} année (1^{ère} promotion des EPSECSG) sont presque tous d'origine GE.

elle est inférieure à 14/20 pour 65,3% des étudiants d'origine GE. Ce taux est de 56% pour les étudiants d'origine S. Apparemment, le niveau des deux origines scolaires est hétérogène.

Pour ce qui est de l'origine socioculturelle et socioéconomique de l'étudiant, on note que les parts des étudiants d'origine S dont les pères (mères) ont au plus un niveau primaire sont de 14% (24,9%). Alors que, pour les étudiants détenteurs d'un baccalauréat GE, ces parts sont de 27% (40%). De même, 59,7% (57%) des étudiants, dont les pères (mères) ont au plus un niveau primaire, déclarent avoir obtenu une note en français inférieure à 12/20. Les données dévoilent que la part des mères qui n'exercent aucune activité est de 74% (59,1%) pour les étudiants de série GE (S). Il s'avère que la série du baccalauréat et le niveau des étudiants en langue française soient d'autres indicateurs importants de la classe sociale.

En ce qui concerne les raisons de choix de la grande école, notamment le risque de scolarité, 72,5% des répondants estiment que leurs "capacités personnelles de poursuivre les études" sont très importantes ou importantes. De même, pour les deux items "difficulté des études" et "possibilité d'achever rapidement les études", intimement liés au risque de scolarité, les résultats montrent que respectivement 37,5% et 45,5% des étudiants pensent que ces deux raisons sont très importantes ou importantes. Nous notons aussi que 51,2%, 71,5% et 55% des répondants respectivement déclarent que les items "langue d'enseignement" de l'école choisie, "poursuivre les études avec le diplôme" et "être inscrits avec les meilleurs étudiants" sont très importants ou importants.¹⁴ Pour ce qui est de l'importance du risque d'emploi, plus de 50% des répondants attribuent un très grand intérêt à l'item "possibilité de trouver un travail". Ils accordent également une importance aux caractéristiques du parcours professionnel puisque 63,3% et 72,6% des répondants déclarent respectivement que le "revenu de la profession" et les "possibilités d'exercer la profession désirée" sont très importants ou importants (Cf. Tableau 2).

Tableau 2. Raisons de choix de la grande école par degré d'importance

Items (%)	1	2	3	4	5
Réaliser ses rêves	50,9	21,1	12,8	5,5	9,7
Intérêt pour le domaine d'étude en soi	34,6	40,8	15,6	4,2	4,8
Difficulté des études	15,0	22,5	24,5	19,3	18,7
Langues d'enseignement	25,0	26,2	17,0	17,0	14,9
Poursuivre les études avec le diplôme	41,8	29,7	15,6	8,3	4,7
Capacité personnelle de poursuivre les études	33,4	39,1	14,6	7,4	5,5
Etre inscrits avec les meilleurs étudiants	27,3	27,7	18,7	12,9	13,4
Possibilité d'achever rapidement les études	19,4	26,1	22,1	18,9	13,5
Revenu de la profession	29,9	33,4	20,1	10,0	6,7
Possibilité de trouver un travail	50,1	30,0	11,2	5,7	3,0
Possibilité d'exercer la profession désirée	42,0	30,6	13,7	9,4	4,3
Carrière intéressante et reconnue	40,0	32,5	14,1	9,1	4,3
Large éventail de professions	25,2	34,9	23,3	9,9	6,7
Enrichissement personnelle	31,5	31,7	20,8	11,2	4,9
Possibilité d'exercer une profession libérale	21,1	25,8	25,1	15,1	12,9
Profession conciliable avec la vie de famille	14,0	21,9	20,4	19,8	23,9
Poursuivre la profession d'un membre de la famille	10,0	11,6	9,7	21,3	47,3
Faire les mêmes études que l'un des parents	8,4	8,9	8,4	14,8	59,5
Encouragement des parents	30,8	20,2	16,5	10,8	21,8
Partage du choix des amis	10,0	15,3	14,7	16,5	43,5
Suivre les conseils des enseignants précédents	15,9	24,3	20,1	16,3	23,4
Recours aux conseillers en orientation	11,0	20,5	20,0	17,7	30,8
Visites, journées portes ouvertes	11,6	16,7	17,3	18,1	36,3

Très important : 1, Important : 2, Plutôt important : 3, Peu important : 4, Sans importance : 5

¹⁴ Pour l'item "langue d'enseignement", les réponses des étudiants varient selon l'école choisie et l'origine scolaire. Plus de 43% des répondants qui préfèrent l'EHEC jugent que cet item est très important contre 16,5% pour ceux qui préfèrent l'ESC. Pour 37,2% des répondants d'origine S, la langue d'enseignement de l'école choisie est peu ou sans importance contre 27,2% des étudiants d'origine GE.

Quant aux motivations et autres raisons qui pourraient influencer les choix individuels de la grande école, 50,9% des répondants pensent que "réaliser ses rêves" est très important. Ce taux est de 58,5% pour les étudiants d'origine GE contre 42,1% pour ceux d'origine S. Apparemment, les étudiants GE sont plus intéressés par les grandes écoles économiques et commerciales. Par ailleurs, 47,3% des répondants (39,9% d'origine GE contre 55,8% d'origine S) et 59,5% (53,3% d'origine GE contre 67% d'origine S) déclarent respectivement que "poursuivre la profession d'un membre de la famille" et "faire les mêmes études que l'un des parents" est sans importance. Pour plus de la moitié des répondants, les résultats de l'enquête montrent que les "encouragements des parents" sont très importants ou importants. Les enseignants du secondaire peuvent eux aussi contribuer dans les choix d'orientation des étudiants. Ainsi, presque 40% des répondants déclarent que l'item "suivre les conseils des enseignants précédents" est très importants ou importants. Lorsqu'il s'agit du "recours aux conseillers en orientation" et des "visites, journées portes ouvertes", 48,5% et 54,4% des répondants affirment qu'ils sont peu ou pas importants (Cf. Tableau 2).

Les perceptions des étudiants relatives aux risques de scolarité et d'emploi de l'école fréquentée (caractéristiques des écoles) sont appréhendées par deux questions exprimant le degré du risque pour chaque type de risque (Cf. Tableau 3). En ce qui concerne le risque de scolarité, 65,2% des répondants estiment qu'ils ont de très fortes ou fortes chances de réussir dans l'école fréquentée. Les différences selon l'école fréquentée sont comme suit 77,5%, 63,2% et 57,8% pour l'EHEC, l'ESC et l'ENSSEA respectivement et selon l'origine scolaire 59,4% pour GE contre 71,8% pour S. De même, 57,3% des répondants déclarent avoir de très fortes ou fortes chances d'achever normalement leurs études. Pour ce qui est du risque d'emploi, les répondants révèlent un pessimisme relativement élevé. La part des étudiants qui estiment avoir peu ou pas de chances de "trouver un emploi dans le domaine des études" est de 15,5%. Cette part diffère selon l'école fréquentée. Elle représente 13% des répondants de l'ESC et l'EHEC contre 25,7% de l'ENSSEA. De même, 24% des répondants pensent avoir peu ou pas de chances "d'avoir un emploi une année après l'obtention du diplôme". Enfin, une question à réponse dichotomique complémentaire est introduite pour confirmer si l'acquisition du diplôme de la grande école est considérée par l'étudiant comme un atout pour une insertion professionnelle plus rapide. La part des répondants qui jugent que l'acquisition du diplôme de la grande école constitue un atout pour une insertion professionnelle plus rapide est de 78%. Ce taux varie significativement selon l'école fréquentée (67%, 80% et 81% pour l'ENSSEA, l'EHEC et l'ESC).

Tableau 3. Risques de scolarité et d'emploi perçus de l'école fréquentée

Items(%)	1	2	3	4	5
Chances de réussite	17,7	47,5	29,4	4,9	0,5
Chances d'achever le cursus normalement	16,1	41,2	33,1	8,8	0,9
Chances de trouver un emploi dans le domaine d'études	9,4	37,6	37,5	13,5	2,0
Chances personnelles d'avoir un emploi 1 année après l'obtention du diplôme	8,5	29,9	37,7	19,6	4,4

Très fort: 1, Fort : 2, Plutôt fort : 3, Peu fort : 4, Pas du tout fort : 5

3.2. TRAITEMENT DES DONNEES MANQUANTES ET ANALYSE FACTORIELLE EXPLORATOIRE

Lors d'une enquête par questionnaire, les données manquantes sont pratiquement inévitables. L'échantillon de cette étude est caractérisé par un nombre relativement important de données manquantes, ce qui est spécifique pour ce genre d'enquête.¹⁵ Le taux moyen de non réponse par item est autour de 10%, il avoisine les 14% pour les raisons de choix de la grande école et atteint un maximum de 22,9% pour deux items. Afin d'améliorer nos estimations et d'affiner nos analyses statistiques, le problème de non réponse partielle ne peut être ignoré. Selon Graham (2009), les méthodes d'imputation sont toujours, au moins, aussi bonnes que les méthodes *listwise deletion* (LD).¹⁶ Nous appliquons, dans notre cas, l'algorithme *Expectation Maximisation* (EM) pour produire l'échantillon complet (Dempster et al., 1977). Cette méthode permet d'imputer de

¹⁵ Le test de Little (1988) confirme que les données ne sont pas manquantes selon le mécanisme MCAR (*Missing Completely At Random*).

¹⁶ L'application de la méthode *listwise deletion* semble ne pas être appropriée car l'hypothèse MCAR est rejetée.

manière appropriée les valeurs manquantes sur la base de la vraisemblance de la distribution des données (Little et Schenker, 1995).

La validité conceptuelle du questionnaire fait tout d'abord l'objet d'une *analyse factorielle exploratoire (AFE)*. Par la suite, une *analyse de corrélation intra-classe (ACIC)* est effectuée afin d'étudier la fidélité des instruments de mesure (Murdoch et al., 2001 ; Wright et al., 2004). L'AFE appliquée à l'échantillon complet (EM) nous permet de déterminer les facteurs latents associés aux 27 items du questionnaire relatifs aux raisons de choix de la grande école.¹⁷ La convenance des données est confirmée par le déterminant de la matrice de corrélation ($d = 0,001$), le test de sphéricité de Bartlett (très significatif à un seuil inférieur à 10^{-3}) et l'indice de critère de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = 0,813$). La méthode de factorisation en axe principal et le critère de Cattell produisent une factorisation à six facteurs distincts. L'AFE appliquée à l'échantillon réduit (LD) produit également six facteurs latents quasi identiques à ceux produit par l'échantillon complet (Halfaoui, 2015). La résolution factorielle maintenue ne compte que 21 items.¹⁸ Les raisons de choix de la grande école regroupant les attitudes, la motivation et les considérations personnelles de l'étudiant sont résumées par les quatre facteurs "*caractéristiques de la profession et employabilité*" (F1), "*conseillers d'orientation*" (F2), "*profession de l'un des parents*" (F5) et "*caractéristiques et risque de scolarité*" (F6). Alors que les deux facteurs "*risque de scolarité de l'école fréquentée*" (F4) et "*risque d'emploi de l'école fréquentée*" (F3) représentent respectivement les perceptions des risques de scolarité et d'emploi de l'école d'inscription. Globalement, les facteurs rassemblés expliquent 49,9% de la variabilité des raisons de choix de la grande école. L'AFE appliquée à l'échantillon (LD) explique 48% de la variabilité des raisons de choix de la grande école (Halfaoui, 2015). Pour ce qui est de la fidélité des construits, les valeurs du coefficient *alpha de Cronbach* varient de 0,61 à 0,86. La consistance interne du construit "*caractéristiques de la profession et employabilité*" est bonne ($\alpha = 0,86$). Les facteurs "*conseillers d'orientation*", "*risques d'emploi de l'école fréquentée*", "*risques de scolarité de l'école fréquentée*" et "*profession de l'un des parents*" sont de consistance acceptable ($0,72 \leq \alpha \leq 0,8$).¹⁹ Par contre, le facteur "*caractéristiques et risque de scolarité*" n'est pas suffisamment consistant ($\alpha = 0,61$). Globalement, nous estimons, que le questionnaire proposé est suffisamment valide et fidèle.²⁰

4. RESULTATS EMPIRIQUES DU MODELE DE CHOIX DE LA GRANDE ECOLE

Cette section est consacrée aux résultats empiriques du modèle de choix de scolarité des étudiants admis au concours d'accès aux grandes écoles économiques et commerciales en Algérie. Après les deux années préparatoires, l'étudiant peut éventuellement choisir de poursuivre ses études dans l'un des trois établissements, l'ENSSEA (1), l'ESC (2) ou l'EHEC (3).²¹ Les définitions des variables utilisées dans la modélisation sont présentées dans le tableau 4.

Pour expliquer le choix de la grande école, nous estimons un modèle *logit multinomial mixte* qui prend en compte, à la fois, les caractéristiques des individus (étudiants) et celles des alternatives (écoles). Les caractéristiques des étudiants englobent, en plus des variables habituelles (âge, sexe, lieu de résidence, origine scolaire, habilité et origine socioéconomique et socioculturelle), des perceptions subjectives de l'importance de quelques facteurs, révélés par l'AFE. Ces derniers sont censés capturer et mesurer des raisons de choix de scolarité (attitudes, motivation et considérations personnelles de l'étudiant) notamment l'importance des risques de scolarité et d'emploi et sont résumées par les quatre facteurs, "*caractéristiques de la profession et*

¹⁷ En appliquant l'AFE à l'échantillon obtenu par la méthode *listwise deletion (LD)*, la taille de l'échantillon est réduite à 345, soit une perte de 42%.

¹⁸ Au total six items ont été retirés de cette résolution par le fait que leurs corrélations avec les autres items soient inférieures à 0,3 et/ou par le critère *Alpha de Cronbach*.

¹⁹ La consistance interne des ces construits est similaire à celle obtenue par Murdoch et al. (2001) et par Wright et al. (2004).

²⁰ Pour les deux échantillons LD et EM, les valeurs du coefficient *alpha de Cronbach* sont presque identiques.

²¹ Bien que ces écoles appartiennent à la même filière élargie des sciences économiques et commerciales, elles offrent aux étudiants des parcours différents. L'ENSSEA se distingue par une spécialisation en statistique appliquée, l'ESC par des formations en finance et en comptabilité et l'EHEC par des programmes en commerce et en affaires internationales.

employabilité" (F1), "*conseillers d'orientation*" (F2), "*profession de l'un des parents*" (F5) et "*caractéristiques et risque de scolarité*" (F6). Quant aux caractéristiques des écoles, nous recourons aux perceptions subjectives des risques de scolarité et d'emploi révélées par l'AFE à travers les facteurs "*risque de scolarité de l'école fréquentée*" (F4) et "*risque d'emploi de l'école fréquentée*" (F3) respectivement pour estimer les anticipations de ces deux risques.²²

Tableau 4. Description des variables

Variable	Définition
Caractéristiques individuelles et socioéconomiques des étudiants	
ENSSEA	1 si l'étudiant est inscrit à l'ENSSEA ; 0 sinon
ESC	1 si l'étudiant est inscrit à l'ESC ; 0 sinon
EHEC	1 si l'étudiant est inscrit à l'EHEC ; 0 sinon
SexM	1 si l'étudiant est de sexe masculin ; 0 sinon
ResAlger	1 si l'étudiant réside à Alger ; 0 sinon
BacGE	1 si l'étudiant est détenteur d'un baccalauréat série GE ; 0 sinon
BacS	1 si l'étudiant est détenteur d'un baccalauréat série SE ou M ou TM ; 0 sinon
NoteFrFaible	1 si la note de français au bac. est < 10/20 ; 0 sinon
NoteFrTBien	1 si la note de français au bac. est ≥ 16/20 ; 0 sinon
NoteMathTBien	1 si la note de mathématiques au bac. est ≥ 16/20 ; 0 sinon
MoyBac	Moyenne générale obtenue au bac. moins 10 (note -10)*
MoyCP	Moyenne générale en classes préparatoires. Valeurs 1, 2, 3 et 4 pour les classes [10,12[, [12,14[, [14,16[et [16,20] respectivement
MoyCPIInf	1 si la moyenne générale en classes préparatoires est <12 ; 0 sinon
InstrucPèreInf	1 si le père est au plus de niveau d'instruction primaire ; 0 sinon
InstrucMèreInf	1 si la mère est au plus de niveau d'instruction primaire ; 0 sinon
PèreNonActif	1 si le père n'exerce aucune activité professionnelle ; 0 sinon
MèreNonActive	1 si la mère n'exerce aucune activité professionnelle ; 0 sinon
RevenuPèreInf	1 si le revenu mensuel du père est inférieur à 100000 ; 0 sinon
RevenuMèreInf	1 si le revenu mensuel de la mère est inférieur à 100000 DA ; 0 sinon
Facteurs produits par l'AFE	
F1	caractéristiques de la profession et employabilité
F2	Conseillers d'orientation
F3	Risque d'emploi de l'école fréquentée
F4	Risque de scolarité de l'école fréquentée
F5	Profession de l'un des parents
F6	Caractéristiques et risque de scolarité
Autres	
UtilitéEtudeSup	1 si les études supérieures sont jugées utiles pour une insertion professionnelle rapide ; 0 sinon
EPAlger	1 si l'étudiant a fait ses années préparatoires à l'EPSECSG d'Alger ; 0 sinon
EPConstantine	1 si l'étudiant a fait ses années préparatoires à l'EPSECSG de Constantine ; 0 sinon
EPAnnaba	1 si l'étudiant a fait ses années préparatoires à l'EPSECSG d'Annaba ; 0 sinon
EPTlemcen	1 si l'étudiant a fait ses années préparatoires à l'EPSECSG de Tlemcen ; 0 sinon
EPOran	1 si l'étudiant a fait ses années préparatoires à l'EPSECSG d'Oran ; 0 sinon

* La moyenne du baccalauréat ne peut être inférieure à 10 /20, soustraire la valeur 10 à cette moyenne nous permet de mieux interpréter la constante du modèle estimé.

4.1. ESTIMATION DES ANTICIPATIONS DU RISQUE DE SCOLARITE ET DU RISQUE D'EMPLOI

Les perceptions subjectives des risques de scolarité et d'emploi appréhendées respectivement par les facteurs F4 et F3 révélés par l'AFE, ne sont disponibles que pour l'école fréquentée. Contrairement à Oosterbeek et al. (1992) qui estiment une régression pour chaque choix (université), nous estimons, pour chaque type de risque, les anticipations des risques de scolarité et d'emploi de tous les étudiants de l'échantillon par une seule régression (MCO) qui inclut en plus des variables explicatives appropriées deux variables binaires capturant l'effet fixe de chaque école.²³

L'estimation des anticipations du risque de scolarité repose sur une variable définie à partir du facteur "*risque de scolarité de l'école fréquentée*" (F4). Les résultats du tableau 5 montrent que le risque de scolarité anticipé est

²² Les facteurs F3 et F4 d'une part et F1 et F6 de l'autre sont différents. Les premiers sont associés aux risques de l'école fréquentée. Les seconds sont associés notamment aux attitudes des individus envers les risques encourus lors du choix d'une grande école.

²³ L'utilisation des données disponibles pour estimer ces anticipations pourrait causer un biais de sélection. Nous ne corrigerons pas ce biais.

moins important pour tous à l'EHEC.²⁴ L'importance des notes (moyennes) obtenues en classes préparatoires et des notes de mathématiques et de français obtenues au baccalauréat est dévoilée à travers les coefficients de ces variables. Ceteris paribus, lorsque ces notes augmentent, le risque de scolarité diminue significativement. La variable standardisé associée aux anticipations estimées du risque de scolarité est notée RiskScol.

Tableau 5. Estimation des anticipations du risque de scolarité

Variabes	Coefficient	Erreur standard
ESC	0,241***	0,088
ENSSEA	0,245**	0,109
EPAIger*MoyCP	-0,216***	0,051
EPConstantine*MoyCP	-0,227***	0,067
EPAnnaba*MoyCP	-0,190***	0,058
EPTlemcen*MoyCP	-0,310***	0,068
EPOran*MoyCP	-0,232***	0,073
NoteMathTBien	-0,155**	0,072
NoteFrTBien	-0,223**	0,108
Constante	0,380***	0,129

Nombre d'observations = 599
 F(9,589) = 6,18
 Prob>F = 0,0000
 R² = 0,0863

Seuil de signification : * : $p \leq 0,10$; ** : $p \leq 0,05$; *** : $p \leq 0,01$

L'estimation des anticipations du risque d'emploi est basée sur une variable définie à partir des perceptions subjectives exprimées par le facteur "risque d'emploi de l'école fréquentée" (F3).²⁵ Contrairement au risque de scolarité, les variables potentiellement explicatives du risque d'emploi sont essentiellement de nature socioéconomique et socioculturelle.²⁶

Tableau 6. Estimation des anticipations du risque d'emploi

Variabes	Coefficient	Erreur standard
ESC	-0,306***	0,088
EHEC	-0,319***	0,106
UtilitéEtudeSup	-0,525***	0,093
InstrucMèreInf	0,182**	0,075
RevenuPèreInf	0,308***	0,098
MèreNonActive	-0,183**	0,076
Constante	0,492***	0,145

Nombre d'observations = 599
 F(6, 592) = 11,31
 Prob>F = 0,0000
 R² = 0,1029

Seuil de signification : * : $p \leq 0,10$; ** : $p \leq 0,05$; *** : $p \leq 0,01$

Les résultats des estimations (Cf. Tableau 6) montrent que le risque d'emploi est plus important à l'ENSSEA.²⁷ De même, toutes choses égales par ailleurs, pour les étudiants de niveau social relativement modeste (dont les mères sont au plus d'un niveau primaire, dont les pères perçoivent un revenu mensuel n'excédant pas cent mille dinars) le risque d'emploi est plus grand. Nous notons que les étudiants qui pensent que les études supérieures seront utiles pour une insertion plus rapide dans le marché du travail, estiment que le risque

²⁴ La variable témoin dans la régression de risque de scolarité est la variable EHEC. Cette école présente un risque de scolarité significativement moins important que les deux autres.

²⁵ Contrairement au facteur risque de scolarité de l'école fréquentée (F4) qui exprime certes des perceptions subjectives mais basées sur des expériences effectives et personnelles, le facteur risque d'emploi de l'école fréquentée (F3) n'exprime que des attentes. On s'attend donc qu'il soit moins informatif.

²⁶ Nous supposons que l'obtention d'un emploi après le diplôme est influencée par le réseau social à travers des variables socioéconomiques et socioculturelles qui sont des variables proxy de la densité de ce réseau. Contrairement à Berger (1988) et Oosterbeek et al. (1992) qui ont estimé le risque d'emploi en fonction de la variable aptitude, les variables qui résument l'aptitude ne sont pas significatives dans notre cas.

²⁷ La variable témoin dans la régression de risque d'emploi est la variable ENSSEA. Cette école présente un risque d'emploi significativement plus important que les deux autres.

d'emploi anticipé est, ceteris paribus, moins important. La variable standardisé associée aux anticipations estimées du risque d'emploi est notée RiskEmploi.

En moyenne, les risques de scolarité anticipés de l'ENSSEA et de l'ESC sont plus importants que celui de l'EHEC. Par contre, en moyenne le risque d'emploi anticipé de l'ENSSEA est le plus élevée (Cf. tableau 7).

Tableau 7. Statistiques des risques de scolarité et d'emploi anticipés par école

	RiskScol			RiskEmploi		
	ENSSEA	ESC	EHEC	ENSSEA	ESC	EHEC
N=599						
Moyenne	0,216	0,200	-0,773	0,880	-0,199	-0,246
Minimum	-2,753	-2,769	-3,741	-0,762	-1,840	-1,888
Maximum	1,758	1,742	0,769	3,464	2,386	2,338

4.2. ESTIMATION DU MODELE DE CHOIX DE LA GRANDE ECOLE : MODELE LOGIT MULTINOMIAL MIXTE

Les résultats de l'estimation de la probabilité de choisir une grande école par le modèle *logit multinomial mixte* sont récapitulés dans le tableau 8. En ce qui concerne les caractéristiques des écoles, nous constatons que les variables associées aux anticipations des risques prennent leurs signes attendus. Ainsi, lorsque le risque anticipé d'une école diminue, l'attrait des étudiants pour cette école augmente. Cependant, seul le risque de scolarité anticipé (RiskScol) est significatif. Lorsque ce risque diminue d'un écart-type pour une école donnée, Ceteris paribus, les étudiants ont 3,85 fois plus chances d'opter pour cette école.²⁸ Ce résultat s'accorde bien avec les résultats des études empiriques qui montrent que le choix d'une filière à l'université dépend de la probabilité de succès prévue dans cette filière (Mingat, 1981 ; de Duru-Mingat, 1988 ; de Jiménez et Salas-Velasco, 2000 ; Montmarquette et al., 1998 et 2002). Contrairement au risque de scolarité anticipé, le risque d'emploi anticipé n'est pas significatif. Ceci pourrait être dû au fait que les anticipations du premier risque soient basées sur des expériences effectives et personnelles après l'inscription dans les écoles. Alors que les anticipations du risque d'emploi ne le sont pas. Les résultats du modèle d'Oosterbeek et al. (1992) semblent indiquer que la seule caractéristique des alternatives, "revenus spécifiques" dans leur modèle, a un coefficient de signe contre intuitif mais non significatif. Cependant, Montmarquette et al. (1998) trouvent que la variable représentant les perceptions subjectives de la probabilité d'obtenir un emploi dans chacune des filières est significative. Alors que dans notre cas et celui d'Oosterbeek et al. (1992) le choix concerne des écoles appartenant à la même filière, dans le cas de Montmarquette et al. (1998) les filières considérées offrent des possibilités de carrière totalement différentes.²⁹ Nous ne disposons pas d'informations sur les revenus attendus par école. Ainsi, nous ne pouvons pas confirmer ou infirmer le résultat bien établi dans la littérature (Berger, 1988 ; Montmarquette et al., 2002 ; Bartolj et Polanec, 2012) selon lequel une augmentation des revenus attendus d'une filière augmente la probabilité de la choisir.

Pour ce qui est des caractéristiques des étudiants, les variables relatives aux aptitudes académiques sont significatives. Il apparaît, ceteris paribus, qu'une augmentation de la moyenne générale du baccalauréat accroît significativement les chances d'opter pour l'ESC plutôt que l'EHEC. En effet, pour un point additionnel dans la moyenne générale, les étudiants d'origine S (GE) ont 1,45 (1,43) fois plus de chances d'opter pour l'ESC plutôt que l'EHEC.³⁰ La différence entre l'ENSSEA et l'EHEC n'est pas significative. Nous déduisons, ceteris paribus, que ceux qui ont les aptitudes académiques les plus élevées ont tendance à opter pour l'alternative la plus risquée. Nos résultats s'accordent bien avec les résultats des études existantes. En utilisant des mesures objectives des aptitudes, comme dans notre cas, Bartolj et Polanec (2012) montrent que les aptitudes générales et les aptitudes spécifiques jouent un rôle important dans l'explication de choix de spécialité dans un

²⁸ Afin de faciliter l'interprétation, les variables RiskScol et RiskEmploi ont été standardisées.

²⁹ Une deuxième différence notable est le fait que Montmarquette et al. (1998) utilisent des perceptions déclarées du risque de chaque alternative et non pas des anticipations estimées.

³⁰ On note que pour un point additionnel dans la moyenne générale, un étudiant d'origine GE a 1,47 fois plus de chances d'opter pour l'ESC plutôt que l'ENSSEA alors que pour un étudiant d'origine S la différence n'est pas significative.

programme de "Business & Economics". En s'appuyant sur les perceptions subjectives des étudiants à propos de leurs habilités académiques dans la filière choisie et dans les filières alternatives, Arcidiacono et al. (2012) confirment la même conclusion. Jiménez et Salas-Velasco (2000) montrent que plus la capacité scolaire de l'étudiant au cycle secondaire est grande, plus il sera prêt à prendre du risque. De même, selon Paglin et Rufolo (1990), les habilités analytiques et quantitatives relatives de l'étudiant sont les facteurs qui contribuent le plus dans le choix de certaines filières.

Tableau 8. Estimation de la probabilité de choix d'une grande école (modèle logit multinomial mixte)

Variabiles	Comparaison	Coefficient	Erreur standard	Odds Ratio	Erreur standard
RiskScol		-1,347*	0,719	0,260	0,187
RiskEmploi		-0,421	0,869	0,657	0,571
SexM*F1	1/3	0,498*	0,262	1,646	0,431
	2/3	0,128	0,207	1,136	0,235
F2	1/3	-0,251	0,175	0,778	0,136
	2/3	-0,451***	0,121	0,637	0,077
F5	1/3	-0,181	0,186	0,835	0,155
	2/3	-0,173	0,127	0,841	0,107
F6	1/3	0,345	0,216	1,413	0,305
	2/3	0,886***	0,152	2,425	0,369
MoyBac*BacS	1/3	0,263	0,211	1,301	0,275
	2/3	0,370***	0,143	1,448	0,208
MoyBac*BacGE	1/3	-0,027	0,206	0,973	0,200
	2/3	0,361***	0,135	1,434	0,193
ResAlger	1/3	0,234	0,353	1,263	0,446
	2/3	0,911***	0,238	2,486	0,592
NoteFrFaible	1/3	1,290***	0,496	3,632	1,800
	2/3	1,287***	0,388	3,622	1,404
InstrucPèreInf	1/3	1,064***	0,381	2,890	1,104
	2/3	0,707**	0,286	2,028	0,581

LR chi 2 (22) = 374,72
 Prob> chi 2 = 0,0000
 Pseudo R2 = 0,2847

Seuils de signification : * : $p \leq 0,10$; ** : $p \leq 0,05$; *** : $p \leq 0,01$

S'agissant des facteurs révélés par l'AFE, nous notons tout d'abord que le facteur F5 n'est pas significatif. Toutefois, les étudiants qui accordent plus d'importance aux recommandations des conseillers d'orientation (F2) ont, ceteris paribus, 1,57 fois plus de chances d'opter pour l'ESC plutôt que l'EHEC.³¹ Les différences entre l'ENSSEA et les deux autres écoles ne sont pas significatives. Bien que le facteur F1 ne soit pas significatif, son impact intervient à travers la variable croisée SexM*F1.³² En effet, les étudiants de sexe masculin qui accordent plus d'importance aux caractéristiques de la profession et/ou au risque d'emploi évitent l'ENSSEA. Ils ont, ceteris paribus, respectivement 1,65 (1,45) fois plus de chance de choisir l'EHEC (l'ESC). Ce résultat pourrait indiquer une différence d'attitude envers le risque d'emploi selon le genre. Comme il pourrait indiquer que les femmes soient moins influencées par certaines caractéristiques liées à la profession. Selon Montmarquette et al. (2002), les femmes sont moins influencées par la variable "rémunération attendue" que les hommes. Enfin, les étudiants qui donnent plus d'importance aux caractéristiques et risque de scolarité (F6) préfèrent significativement l'EHEC (2,4 fois plus de chances) et l'ENSSEA (1,7 fois plus de chances) à l'ESC. En présence des variables mesurant les aptitudes académiques, les résultats liés au facteur F6 pourraient indiquer des différences d'attitudes envers le risque de scolarité.³³ Autrement dit, les étudiants qui accordent plus d'importance au risque évitent l'alternative la plus risquée.

³¹ Les facteurs révélés par l'AFE sont des combinaisons de variables à échelle de Likert à cinq modalités allant de 1 (grande importance ou très fort) à 5 (aucune importance ou pas du tout fort). Ainsi une valeur supérieure pour un facteur indique moins d'importance.

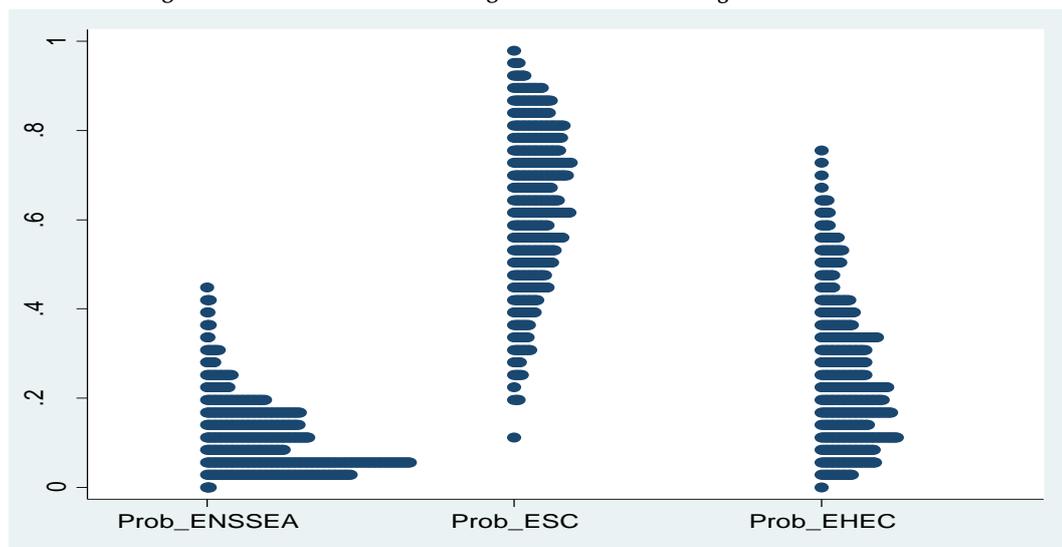
³² Le facteur F1 inclut, en plus de quelques items liés à l'importance des risques d'emploi, plusieurs items liés à l'importance des caractéristiques de la profession future associée au diplôme de l'école choisie.

³³ Le facteur F6 qui inclut un item lié à l'importance des difficultés des études (risque de scolarité), inclut également un item lié à l'importance des langues d'enseignement. Ce dernier item pourrait indiquer une dimension autre que l'importance du risque de scolarité.

Quant à l'impact de l'origine sociale, nos résultats sont similaires à ceux d'Oosterbeek et al. (1992) qui trouvent que le niveau d'éducation du père (mais pas celui de la mère) est significatif. En effet, l'impact du milieu social sur le choix de la grande école, dans notre modèle, n'intervient explicitement qu'à travers la variable *InstrucPèreInf*. Le fait que le père soit d'un niveau au plus primaire semble influencer les préférences des étudiants. Ces derniers ont, ceteris paribus, 2,9 fois (2 fois) plus de chances d'opter pour l'ENSSEA (ESC) plutôt que l'EHEC. De même, la variable *NoteFrFaible* est significative. Les résultats révèlent, ceteris paribus, que les étudiants qui ont un niveau faible en français ont 3,62 (3,63) fois plus de chances de choisir l'ESC (ENSSEA) plutôt que l'EHEC.³⁴ Pour Montmarquette et al. (2002), les étudiants issus de milieux socioéconomiques favorisés sont plus disposés à prendre plus de risques dans la poursuite de leurs études. Mingat (1981) affirme qu'un individu d'origine sociale modeste, même si ses capacités intellectuelles sont suffisantes, peut attribuer une pondération plus importante au risque d'échec. Nos résultats semblent contredire les conclusions de ces auteurs. En outre, nous signalons que les étudiants qui résident à Alger sont attirés plus par l'ESC. Ce dernier résultat combiné avec le résultat sur les conseillers d'orientation pourraient suggérer que les trois écoles ont des réputations différentes. Enfin, contrairement aux études d'Oosterbeek et al. (1992), de Bartolj et Polanec (2012), de Montmarquette et al. (2002) et de Zafar (2013), nous ne trouvons, ceteris paribus, pas des différences significatives entre les deux sexes.

La figure ci-dessous présente les estimations des probabilités de choisir chaque école pour tous les étudiants par le modèle logit multinomial mixte. Nous constatons que les probabilités estimées diffèrent d'une école à l'autre. Alors que les probabilités de choisir l'ENSSEA et l'EHEC ne dépassent pas 0,22 et 0,5 respectivement pour 90% des étudiants, la probabilité d'opter pour l'ESC dépasse 0,645 pour presque 50% des étudiants.

Figure : Probabilités de choix de la grande école (modèle *logit multinomial mixte*)



CONCLUSION

L'objectif de cet article est d'étudier les déterminants de choix de la grande école des étudiants des classes préparatoires économiques et commerciales en Algérie. Un intérêt particulier est accordé à l'analyse de l'impact des perceptions des risques de scolarité et d'emploi. L'approche adoptée, dans cette étude, s'intègre dans la littérature sur l'utilisation des attentes subjectives de Minski. Ainsi, un questionnaire est conçu et administré aux étudiants de l'EHEC, de l'ENSSEA et de l'ESC. Le questionnaire est complété par 599 étudiants ce qui représente 30,2% des inscrits de l'année 2013/2014. L'échantillon est caractérisé par un nombre relativement important de données manquantes. Ce problème est traité par la méthode *Expectation-*

³⁴ La note de français au baccalauréat est supposée expliquer le risque de scolarité. Cependant, le niveau en français pourrait également indiquer implicitement le statut social de l'étudiant.

Maximisation (EM). La validité et la fidélité des instruments de mesure ont fait l'objet d'une *Analyse Factorielle Exploratoire (AFE)* et d'une *Analyse de Corrélation Intra Classe (ACIC)*. Les six facteurs révélés expliquent 49,9% de la variabilité des raisons de choix de la grande école. Quant à la fidélité, les valeurs du coefficient *alpha de Cronbach* de cinq construits varient de 0,72 à 0,86. Globalement, le questionnaire proposé est estimé suffisamment valide et fidèle.

Ce travail s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques de Berger (1988), d'Oosterbeek et al. (1992), de Montmarquette et al. (1998 et 2002) et de Bartolj et Polanec (2012). La modélisation du choix de la grande école est effectuée par un modèle *logit multinomial mixte* qui prend en compte, à la fois, les caractéristiques des individus (étudiants) et des alternatives éducatives (écoles). Les perceptions subjectives des risques de scolarité et d'emploi des étudiants (2 facteurs révélés par l'*AFE*), disponibles que pour l'école fréquentée, sont utilisées pour estimer les anticipations de ces risques pour chaque alternative par un modèle de régression (*MCO*) où l'effet fixe de chaque école est capturé à travers des variables binaires. L'estimation du modèle *logit multinomial mixte* montre, *ceteris paribus*, qu'une diminution du risque de scolarité anticipé d'une école entraîne un attrait des étudiants pour cette école. Cet important résultat est conforme à l'intuition, concordant avec la réalité observée et en accord avec les études empiriques. Cependant, contrairement au risque de scolarité anticipé, le risque d'emploi anticipé n'est pas significatif. Cela pourrait être expliqué par le fait que les anticipations du risque de scolarité soient basées sur des expériences effectives et personnelles alors que celles du risque d'emploi n'expriment que des attentes. Comme il pourrait être dû au fait que le choix concerne des écoles appartenant à la même filière offrant des possibilités de carrière relativement similaires.

Pour ce qui est des caractéristiques des étudiants, les variables relatives aux aptitudes académiques sont significatives. En effet, une augmentation de la moyenne générale du baccalauréat, *ceteris paribus*, accroît significativement les chances d'opter pour l'ESC plutôt que l'EHEC. Les étudiants ayant les aptitudes académiques les plus élevées ont tendance à opter pour l'alternative la plus risquée. Quant aux facteurs révélés par l'*AFE*, les résultats indiquent que les étudiants qui accordent plus d'importance aux "conseillers d'orientation" ont, *ceteris paribus*, plus de chance d'opter pour l'ESC plutôt que l'EHEC. De plus, ceux de sexe masculin qui accordent plus d'importance aux caractéristiques de la profession et/ou au risque d'emploi évitent l'ENSSEA. De même, les étudiants qui donnent plus d'importance aux "caractéristiques et risque de scolarité" préfèrent significativement l'EHEC. Il s'avère que les étudiants qui accordent plus d'importance au risque semblent éviter l'alternative risquée. L'impact du milieu social sur le choix de la grande école n'intervient explicitement qu'à travers le niveau d'instruction du père. Le fait que le père soit d'un niveau au plus primaire semble augmenter les chances d'opter pour l'ESC ou l'ENSSEA plutôt que l'EHEC. De même, *ceteris paribus*, les étudiants ayant un niveau faible en français ont plus de chances de choisir l'ESC ou l'ENSSEA plutôt que l'EHEC. La note de français au baccalauréat pourrait indiquer implicitement le statut social de l'étudiant. Enfin, nous signalons, que les étudiants qui résident à Alger sont attirés plus par l'ESC que par l'EHEC ou l'ENSSEA. Ce dernier résultat combiné avec le résultat sur les conseillers d'orientation pourraient suggérer que les trois écoles aient des réputations différentes.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. Arcidiacono, P., Hotz, V.J. & Kang, S. (2012). *Modeling college major choices using elicited measures of expectations and counterfactuals*, *Journal of Econometrics*, 166 (1), 3-16.
2. Auten, J.A. (1951). *How Students Select Vocations*. *The Clearing House*, 26(3), 175-178.
3. Bamberger, G. (1987). *Occupational Choice : The Role of Undergraduate Education*. Thèse de doctorat, Ecole des Etudes Supérieures, Université de Chicago.
4. Bartolj, T. & Polanec, S. (2012). *College major choice and ability: Why is general ability not enough?* *Economics of Education Review*, 31(6), 996-1016.
5. Becker, G.S. (1964). *Human Capital : A theoretical and empirical analysis*, Columbia University Press, New York.
6. Ben-Porath Y. (1967). *The production of human capital and the life cycle of earnings*. *Journal of Political Economy*, 75, 352-365.
7. Berger M.C. (1988). *Predicted Future Earnings and Choice of College Major*. *Industrial and Labor Relations Review*, 41(3), 418-429
8. Biémar, S. & al. (2003). *L'injonction au projet : paradoxale et infondée? Approche longitudinale du choix d'études supérieures*. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 1(3)2, 31-51.
9. Chapman, D.W. (1981). *A model of student college choice*. *The Journal of Higher Education*, 490-505.
10. De Kerchove, A.M. & Lambert, J.P. (2001). *Choix des études supérieures et motivations des étudiant(e)s*. *Reflète et Perspectives de la vie économique*, 40(4), 41-56.
11. Dempster, A.P., Laird, N.M. & Rubin, D.B. (1977). *Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm*. *Journal of the royal statistical society* 39, 1-38.
12. Dominitz, J. & Manski, C.F. (1996). *Eliciting Student expectations of the return of schooling*. *Journal of human resources*, 31, 1-26.
13. Duru, M. & Mingat, A. (1988). *Les disparités de carrières individuelles à l'université: une dialectique de la sélection et de l'auto-sélection*. *L'Année sociologique (1940/1948)*, 38, 309-340.
14. Duru-Bellat, M. & Kieffer, A. (2008). *Du baccalauréat à l'enseignement supérieur en France: déplacement et recomposition des inégalités*. *Population*, 63(1), 123-157.
15. Ford, J.B., Joseph, M. & Joseph, B. (1999). *Importance-performance analysis as a strategic tool for service marketers: the case of service quality perceptions of business students in New Zealand and the USA*. *Journal of Services Marketing*, 13(2), 171-186.
16. Freeman, R. (1971). *The Market for College Trained Manpower*. Harvard University Press.
17. Graham, J.W. (2009). *Missing data analysis: Making it work in the real world*. *Annual review of psychology*, 60, 549-576.
18. Halfaoui, B. (2015). *Quelles sont les raisons de choix de scolarité universitaire? Cas des écoles économiques et commerciales en Algérie*. *Revue des Réformes Economiques et Intégration dans l'Economie Mondiale*, 10(20), 36-69.
19. Halfaoui, B. (2017). *Déterminants du choix de scolarité universitaire : Une étude empirique des grandes écoles économiques et commerciales en Algérie* (Thèse de doctorat). ENSSEA, Algérie.
20. Hartog, J., Van Ophem, H. & Bajdechi, S.M. (2004). *How risky is investment in human capital?*
21. Jiménez, J.D. & Salas-Velasco, M. (2000). *Modeling educational choices. A binomial logit model applied to the demand for Higher Education*. *Higher Education*, 40(3), 293-311.
22. Kodde, D. (1986). *Uncertainty and the demand for education*. *The Review of Economics and Statistics*, 460-467.
23. Levhari, D. & Weiss, Y. (1974). *The effect of risk on the investment in human capital*. *The American Economic Review*, 64(6), 950-963.
24. Levine, A. (1976). *Educational and occupational choice: A synthesis of literature from sociology and psychology*. *Journal of Consumer Research*, 2(4), 276-289.
25. Lévy-Garboua, L. (1976). *Les demandes de l'étudiant ou les contradictions de l'université de masse*. *Revue française de sociologie*, 53-80.

26. Little, R.J. & Schenker, N. (1995). *Missing data*. In *Handbook of statistical modeling for the social and behavioral sciences*. Springer US, 39-75.
27. Little, R.J. (1988). *A test of missing completely at random for multivariate data with missing values*. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198-1202.
28. Manski, C.F. (1993). *Adolescent econometricians : How do youth infer the returns to schooling?* In *Studies of supply and demand in higher education*. University of Chicago Press, 43-60.
29. Manski, C.F. (2004). *Measuring expectations*. *Econometrica*, 72(5), 1329-1376.
30. McFadden, D. & Train, K. (2000). *Mixed MNL models for discrete response*. *Journal of applied Econometrics*, 447-470.
31. McFadden, D. (1973). *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*.
32. McFadden, D. (1974). *The measurement of urban travel demand*. *Journal of public economics*, 3(4), 303-328.
33. Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings.*, NBER, Columbia University Presss.
34. Mingat, A. & Eicher, J.C. (1982). *Higher education and employment markets in France*. *Higher Education* 11, 28-41.
35. Mingat, A. (1981). *Aptitudes et classes sociales. Accès et succès dans l'enseignement supérieur*. *Population*, 36(2), 337-359.
36. Montmarquette, C., Cannings, K. & Mahseredjian, S. (2002). *How do young people choose college majors?* *Economics of Education Review*, 21(6), 543-556.
37. Montmarquette, C., Mourji, F. & Mahseredjian, S. (1998). *Les choix de filières universitaires par les lycéens marocains: préférences et contraintes*. *L'Actualité économique*, 74(3), 485-522.
38. Murdoch, M., Kressin, N., Fortier, L., Giuffre, P.A. & Oswald, L. (2001). *Evaluating the Psychometric Properties of a Scale to Measure Medical Students' Career related Values*. *Academic Medicine*, 76(2), 157-165.
39. Nakhili, N. (2005). *Impact du contexte scolaire dans l'élaboration des choix d'études supérieures des élèves de terminale*. *Éducation et formations*, 72.
40. Nieradzik, C. (1995). *Probabilité individuelle de réussite et choix de scolarité : une étude empirique*. C.R.E.S.E.P.- Université d'Orléans.
41. Oosterbeek, H., Groot, W. & Hartog, J. (1992). *An empirical analysis of university choice and earnings*. *De Economist*, 140(3), 293-309.
42. Paglin, M. & Rufolo, A.M. (1990). *Heterogeneous human capital, occupational choice and male-female earnings differences*. *Journal of labor economics*, 8, 123-144.
43. Poglia, E. & Molo, C. (2007). *Le choix des études universitaires: sciences sociales plutôt que sciences exactes et techniques? Enquête auprès des étudiantes et des étudiants débutant (e)s dans les hautes écoles universitaires en Suisse*. *Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften*, 29(1) 125-150.
44. Train, K.E. (2009). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge university press.
45. Turner, S.E. & Bowen, W.G. (1999). *Choice of major : the changing (unchanging) gender gap*. *Industrial & Labor Relations Review*, 52(2), 289-313.
46. Wright, B., Scott, I., Woloschuk, W. & Brenneis, F. (2004). *Career choice of new medical students at three Canadian universities: family medicine versus specialty medicine*. *Canadian Medical Association Journal*, 170(3), 1920-1924.
47. Zafar, B. (2011). *How do college students form expectations?* *Journal of Labor Economics*, 29(2), 301-348.
48. Zafar, B. (2013). *College major choice and the gender gap*. *Journal of Human Resources*, 48(3), 545-595.