



FACULTÉ DES SCIENCES JURIDIQUES,
ÉCONOMIQUES ET SOCIALES AIN CHOCK
UNIVERSITÉ HASSAN II DE CASABLANCA

Ecole Doctorale des Sciences Economiques, Juridiques, Politiques et de Gestion
Centre d'Etudes et de Recherche sur le Développement International (CERDI)
Université Clermont Auvergne, CNRS, IRD, CERDI, F-63000 Clermont-Ferrand, France
&

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales Aïn-Chock
Laboratoire de Modélisation Appliquée à l'Économie et à la Gestion (MAEGE)
Université Hassan II de Casablanca

INVESTISSEMENTS FAMILIAUX EN EDUCATION ET GENRE

Thèse présentée et soutenue publiquement le 9 Juillet 2021 à la FSJES-AC, UH2C
Pour l'obtention du titre de Docteur en Sciences Economiques

par
Claire RICARD

sous la direction de
Mme. Martine AUDIBERT, M. Fouzi MOURJI & Mme. Francesca MARCHETTA

Membres du Jury

Martine AUDIBERT	Directrice de Recherche Emérite, CERDI/CNRS	Directrice
Lhcen BELHCEN	Professeur de l'Enseignement Supérieur, FSJES-AC, UH2C	Suffragant
Isabelle CHORT	Professeur de l'Enseignement Supérieur, UPPA	Rapporteur
Abdelhak KAMAL	Professeur Habilité, FSJES-Settat, Université Hassan I	Rapporteur
Abdellatif KOMAT	Doyen et professeur de l'enseignement supérieur, FSJES-AC, UH2C	Président
Francesca MARCHETTA	Maître de conférences, CERDI-UCA	Co-encadrante
Fouzi MOURJI	Professeur de l'Enseignement Supérieur, FSJES-AC, UH2C	Directeur
Louise-Pierrette MVONO	Spécialiste principale en éducation à la Banque Mondiale, Rabat, Maroc	Suffragante

Année universitaire : 2020/2021

L'Université Clermont Auvergne et l'Université Hassan II n'entendent donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Bien qu'il me semble n'avoir jamais couru pour le plaisir, j'ai souvent comparé le travail de thèse à un marathon semé d'embûches. Je tiens ici à remercier tous ceux qui ont contribué à m'amener jusqu'à la ligne d'arrivée.

Je tiens tout d'abord à remercier mes (nombreux) directeurs de thèse de m'avoir accompagnée tout au long de mon parcours. Merci Francesca de m'avoir remise dans le droit chemin quand il le fallait et pour tous les bons conseils que vous avez pu me prodiguer. Merci Martine d'avoir fait le lien entre nous tous et pour la lecture et les corrections attentives de tous les documents que j'ai pu envoyer. Merci Fouzi pour votre accueil toujours très chaleureux à Casablanca et les différentes opportunités en dehors de la thèse que vous avez pu m'offrir. Merci à tous les trois de m'avoir guidée tout au long du parcours et pour les longues discussions (toujours très instructives) que nous avons pu avoir.

Je remercie aussi bien sûr Lhacen Belhacen, Isabelle Chort, Abdelhaq Kamal, Abdellatif Komat et Louise-Pierrette Mvono d'avoir accepté de faire partie de mon jury, de prendre de leur temps pour évaluer mon travail et pour leurs précieux commentaires.

Je remercie bien évidemment mes co-auteurs, sans qui, j'en suis quasiment persuadée, je ne serais jamais arrivée au bout de la course. Merci à tous les deux pour votre confiance. Merci Jules d'avoir toujours vu grand pour notre article en me poussant à insister pour obtenir les données *MASSAR* et à viser des revues de haut rang. Merci de m'avoir appris à être plus efficace et à comprendre comment fonctionne le monde de la recherche. Merci encore Francesca, cette fois-ci en votre qualité de co-auteure, de m'avoir appris à mieux organiser mes idées et à aller toujours plus loin dans mes réflexions. Merci à tous les deux pour votre patience et votre grande implication dans ces travaux.

Je ressors grandie de cette étape de ma vie et c'est en majeure partie grâce à vous.

Une de mes plus grandes fierté durant ma thèse a été d'obtenir les données MASSAR. Merci à tous ceux qui ont contribué à leur accessibilité. Merci encore à mes directeurs pour la relecture des nombreux mails, fax et courriers que nous avons envoyés. Merci Abdellatif Komat, en votre qualité de doyen, d'y avoir toujours apposé votre signature. Merci Jules encore une fois d'avoir persévéré et de m'avoir gardée motivée. Merci Abdelilah Abbaia, Lydie Drouard, Yassine Jerradi, Abdelhaq ElHayani et Vasco Molini pour l'intérêt que vous avez porté à notre travail et le temps que vous lui avez accordé. Merci Elhabib Kinani de nous avoir autorisé à accéder aux données et pour les différents échanges extrêmement intéressants que nous avons pu avoir en amont de notre travail et après avoir obtenu les premiers résultats. Merci enfin à Nourddine Bouhemaïd, Mohamed Elarrassi et Younes Nail pour leur disponibilité et de nous avoir aidé à comprendre les données. Merci encore Younes Nail pour toutes les journées passées en votre bonne compagnie à Rabat et de répondre toujours aussi promptement à mes mails des années plus tard. Je tiens aussi à remercier Abdeljaouad Ezzrari pour tous les compléments de données qu'il a pu m'apporter pour que je mène mon travail de thèse à bien.

Merci à mes collègues, de France et du Maroc, pour leur présence, leur bonne humeur et leurs conseils. Merci à l'Université Clermont Auvergne, à l'école doctorale SEJPG, au CERDI, au CNRS et au programme Erasmus+ pour le soutien financier. Merci Franceline, Johan, Claudine et Martine Bouchut de nous faciliter la vie chaque jour. Merci Chantal, Aurélie et Souad de nous changer les idées quand il le faut et de prendre soin de nous au quotidien. Merci Meriem, Safia, Marouane, Youssef, Ghizlane, Mohammed, Fatimzahra et Zineb pour votre gentillesse et les différents retours que vous avez pu faire sur mon travail. Merci Elsa, Aubin, Claire, Kaba, Ibrahim, Ali, Jean-Marc et Moulaye pour votre humour et de m'avoir rassurée quand il le fallait. Merci Claire, Adel et Mehdi de m'avoir fait découvrir la boxe, la meilleure des thérapies. Merci aussi à Fouzi, Yasser, Yasmine et Amal pour tous les repas toujours délicieux (en termes de goût et de compagnie) que nous avons pu partager.

Enfin, merci à tous mes proches qui m'ont supportée tout au long de ma course, à la fois à travers leurs encouragements mais aussi par leur patience face

à mes nombreuses remises en question. Merci Emma (mon binôme clermontois), Richard (mon coconfiner), Marie, Mélisande, Lucille, Romane, Lila et Nathalie d'avoir toujours été à l'écoute. Merci à mes parents d'avoir toujours soutenu mes choix et d'avoir relu certains passages de ma thèse. Merci à mes frères et soeurs de m'avoir inspirée pour mon chapitre sur Madagascar. Un merci tout particulier à Cécile d'avoir toujours répondu à mes questions statistiques qui sortaient de nulle part. Merci à Melika et Oumaima de m'avoir donné de l'énergie grâce au couscous du vendredi. Enfin, merci Fayçal pour ta patience, tes capacités d'adaptation et l'amour que tu me portes chaque jour. *Ikon khrrer daba inch Allah.*

J'espère que vous prendrez du plaisir à lire les chapitres suivants de ma thèse et j'espère pouvoir vous compter tous dans les prochains chapitres de ma vie.

Résumé

Cette thèse observe l'effet de trois facteurs peu étudiés de l'investissement familial en éducation en fonction du genre.

Le Chapitre 1 analyse l'effet du rang de naissance sur la transition à l'âge adulte à Madagascar. En utilisant des données individuelles de panel collectées en 2004 et en 2012, nous trouvons que les aînés des fratries malgaches quittent l'école plus tôt que leurs frères et sœurs cadets. Ils atteignent alors un niveau d'éducation plus faible, ce qui limite le développement de leurs compétences cognitives. Les aînés sont également amenés à travailler hors de l'entreprise familiale à un plus jeune âge. Nous n'observons un effet du rang de naissance sur l'âge au mariage que pour les filles. Les aînées se marient plus tôt. Nous pensons que nos résultats illustrent une stratégie d'investissement des ménages dans l'éducation des enfants. La transition plus précoce des aînés dans la vie d'adulte permet aux ménages d'avoir davantage de ressources à investir dans l'éducation des plus jeunes.

Le Chapitre 2 étudie l'impact de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants au Maroc. Les résultats qui ressortent de cette analyse sont assez surprenants : les mères qui ont été mariées jeunes tendent à investir davantage dans l'éducation de leurs enfants, particulièrement de leurs filles. Étant donné que l'effet positif du mariage précoce de la mère n'est trouvé que pour les plus jeunes générations de parents, nous faisons l'hypothèse qu'il est le reflet d'une prise de conscience de l'importance de l'éducation, notamment de celle des filles, de la part d'individus qui en ont été particulièrement privés.

Le Chapitre 3 explore les effets du programme marocain de transferts monétaires conditionnels pour l'éducation (*Tayssir*) sur l'apprentissage des élèves. Grâce aux données du système d'information du Ministère de l'Éducation Nationale (*MASSAR*), nous montrons que le programme *Tayssir* continue de

contribuer à la réduction de l'abandon scolaire, plus particulièrement des filles, près de 10 ans après sa mise en place. Cependant, nous trouvons qu'il n'a pas été suffisamment accompagné de mesure d'amélioration de l'offre éducative pour permettre aux enfants d'apprendre dans de meilleures conditions. Nous démontrons que les garçons qui bénéficient du transfert monétaire ont de moins bons résultats à l'examen de fin de primaire que ceux qui n'en bénéficient pas. Nous expliquons ce résultat par l'augmentation de la taille des classes induites par la réduction de l'abandon scolaire dans les communes bénéficiaires. En ce qui concerne les filles, nous ne trouvons pas que l'augmentation de la taille des classes a impacté négativement leurs résultats à l'examen de fin de primaire. Bien au contraire, grâce au programme *Tayssir*, elles ont plus de chances d'obtenir la moyenne à cet examen et d'être inscrites au collège l'année suivante.

Summary

This thesis examines the effect of three little-studied factors of family investment in education as a function of gender.

Chapter 1 analyzes the effect of birth order on the transition into adulthood in Madagascar. Using micro-panel data collected in 2004 and 2012, we find that firstborns leave school earlier than their younger siblings. They reach a lower level of education, which limits the development of their cognitive skills. Elders are also required to work outside the family business at a younger age. We only observe an effect of birth order on age at marriage for girls. Firstborn girls marry earlier. We believe that our results illustrate a strategy of household's investment in children's education. The precocious transition of elders into adulthood provides more resources to households that can be invested in the education of younger siblings.

Chapter 2 examines the impact of mother's age at marriage on the schooling of her children in Morocco. The results that emerge from this analysis are quite surprising : mothers who were married young tend to invest more in their children's education, particularly in their daughters'. Given that the positive effect of early maternal marriage is only found for younger generations of parents, we assume that our results are a reflection of a growing importance given by parents to education, especially for girls and parents who have been particularly deprived of access to instruction.

Chapter 3 explores the effects of the Moroccan conditional cash-transfers program (*Tayssir*) on student learning. Using administrative data from the Ministry of National Education's information system (*MASSAR*), we show that *Tayssir* continues to contribute to the reduction in school dropout, particularly for girls, nearly 10 years after its implementation. However, we find that it has not been sufficiently accompanied by supply-side interventions to allow

children to learn in better conditions. We show that, boys who benefit from the cash transfer perform worse at the end of primary school exam than those who do not. We explain this result by the increase in class size induced by the reduction in school dropout in *Tayssir* municipalities. Concerning girls, we do not find that the increase in class size has negatively impacted their results at the end of primary school exam. On the contrary, thanks to the Tayssir program, they are more likely to graduate and to be enrolled in secondary school the following year.

Table des matières

Introduction	1
1 Birth order and transition into adulthood in Madagascar	16
1.1 Introduction	17
1.2 Literature review	19
1.3 Context and data description	24
1.3.1 Context	24
1.3.2 Data description	26
1.4 Empirical strategy	31
1.5 Results	37
1.5.1 Main results	37
1.5.2 Gender heterogeneities	42
1.5.3 Household's wealth heterogeneities	46
1.6 Robustness checks	50
1.6.1 Social birth order	50
1.6.2 Within family models	52
1.7 Conclusion	55
2 Le mariage précoce : un vecteur de reproduction scolaire au Maroc ?	62
2.1 Introduction	63
2.2 Contexte et description des données	68
2.2.1 Système éducatif et mariage au Maroc	68
2.2.2 Description des données	71
2.3 Stratégie empirique	77
2.4 Résultats	80
2.4.1 Résultats principaux	80

2.4.2	Hétérogénéités	86
2.5	Robustesse	92
2.5.1	Colinéarité	92
2.5.2	Age du père	94
2.6	Conclusion	98
3	Conditional Cash Transfers and the Learning Crisis : Evidence from Tayssir Scale-up in Morocco	105
3.1	Introduction	106
3.2	Background	110
3.2.1	Education in Morocco	110
3.2.2	The Tayssir conditional cash transfer program	112
3.3	Data	115
3.3.1	The MASSAR database	115
3.3.2	Outcome variables	116
3.4	Empirical strategy	119
3.5	Results	122
3.5.1	Impacts on school dropout	122
3.5.2	Impacts on test scores	124
3.5.3	Impacts on educational attainment	131
3.6	Conclusion	132
	Conclusion	143
A	Annexes du Chapitre 1	148
A1	Descriptive statistics	148
A2	Social birth order	152
A3	Non-cognitive skills	154
A3.1	Measurement of Personality	155
A3.2	The effect of birth order on non-cognitive skills	157
B	Annexes du Chapitre 2	165
B1	Description des variables utilisées	165
C	Annexes au Chapitre 3	169

Table des figures

1.1	Birth order and schooling	39
1.2	Age at first work and age at marriage	41
1.3	Birth order, gender and schooling	43
1.4	Gender, age at first work outside the family firm and age at marriage	45
1.5	Household's poverty in 2004 and age at school dropout	47
1.6	Household's poverty in 2004 and age at marriage and first work outside family firm	49
1.7	Results comparison : between- vs within-family models	54
2.1	Moyenne d'âge au mariage des mères par année	88
2.2	Effet du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants en fonction de l'année où elle s'est mariée	90
2.3	Effet du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants en fonction de l'année où elle s'est mariée	91
2.4	Effet du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants en fonction de l'âge d père	97
3.1	Municipalities receiving <i>Tayssir</i>	113
3.2	Selectivity of grade 6 examination	119
3.3	First stage and distribution of the running variable	121
3.4	Reduced form effect on school dropout	124
A1	Social birth order and transitions into adulthood	152
C1	Study municipalities	171
C2	Outcomes in study municipalities	172
C3	Mapping imperfect compliance	175

C4	Reduced form effect on graduation scores	180
C5	Reduced form effect on class size, grade repetition, and school change	183
C6	Reduced form effect on graduation from primary school	184
C7	Reduced form effect on enrollment in secondary school	185

Liste des tableaux

1.1	Descriptive statistics cohort members characteristics by birth order	31
1.2	Effect of birth order on schooling outcomes	40
1.3	Gender and effect of birth order on schooling outcomes	44
1.4	Household's poverty in 2004 and schooling outcomes	48
1.5	Social and biological birth order	51
1.6	Effect of birth order on schooling outcomes using between- or within-family models	53
2.1	Corrélation entre l'âge au mariage de la mère et l'éducation des enfants	74
2.2	Caractéristiques des femmes en fonction de l'âge auquel elles se sont mariées et scolarisation des enfants	77
2.3	Age au mariage de la mère et scolarisation des enfants, modèles multivariés	84
2.4	Effets non linéaires de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants, modèles multivariés	85
2.5	Age au mariage de la mère et scolarisation des enfants, modèles multivariés stratifiés par le genre de l'enfant	87
2.6	Age au mariage de la mère et scolarisation des enfants, modèles multivariés avec contrôles réduits à 5 vecteurs	93
2.7	Effets de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants, modèles multivariés tenant compte de l'âge du père	96
3.1	Coverage of <i>MASSAR</i>	117
3.2	Fuzzy RD analysis of dropout effects around <i>Tayssir</i> eligibility threshold	123

3.3	Descriptive statistics : selective dropout	125
3.4	Effect of <i>Tayssir</i> on test scores	127
3.5	Effect of <i>Tayssir</i> on class size, grade repetition, and school change	130
3.6	Effect of <i>Tayssir</i> on educational attainment	132
A1	Descriptive statistics on control variables	148
A2	Descriptive statistics all cohort members siblings' characteristics by birth order	151
A3	2012 and 2004 birth order	151
A4	Effect of social birth order on schooling outcomes	153
A5	Responsibility measurement (Cronbach's Alpha =0.95)	158
A6	Extraversion measurement (Cronbach's Alpha = 0.7)	160
A7	Emotional stability measurement (Cronbach's Alpha = 0.74)	160
A8	Openness measurement (Cronbach's Alpha = 0.64)	161
A9	Correlation Matrix of Personality Traits	162
A10	The effect of birth order on non-cognitive skills	163
A11	Heterogeneous effects of birth order on non-cognitive skills	164
B1	Statistiques descriptives	168
C1	Descriptive statistics : children characteristics by year and grade	170
C2	Descriptive statistics : gender differences	173
C3	Pre-intervention balance	174
C4	Robustness checks : Effect of <i>Tayssir</i> on dropout	176
C5	Robustness checks : Effect of <i>Tayssir</i> on test scores	177
C6	Robustness checks : Effect of <i>Tayssir</i> on class size, grade repetition, and school change	178
C7	Robustness checks : Effect of <i>Tayssir</i> on educational attainment	179
C8	Descriptive statistics : selective dropout by gender	181
C9	Class size and test scores	182

Introduction générale

Les effets positifs de l'éducation sur les individus et l'ensemble de la société ne sont plus à démontrer. Les capacités à lire et à réfléchir inculquées à l'école permettent aux élèves de mieux comprendre le monde qui les entoure et d'y prendre activement part à travers une plus grande participation à la vie politique une fois adultes (Wantchekon et al., 2015; Larreguy and Marshall, 2017). Les individus plus instruits sont aussi souvent en meilleure santé, notamment car ils sont capables de lire une prescription médicale ou de comprendre et appliquer les mesures d'hygiène de base. Par ailleurs, un niveau d'éducation plus élevé conduit bien souvent à un revenu plus élevé à l'âge adulte. Les individus les plus éduqués ont donc davantage de ressources à investir dans leur santé mais aussi dans la santé de leurs enfants ainsi que dans leur éducation (Glewwe, 1999; Currie and Moretti, 2003; Glick et al., 2011). L'école permet également aux individus de développer des compétences non-cognitives telles que la persévérance, la résilience, la tolérance et l'esprit d'équipe (Algan et al., 2013; Borgonovi and Burns, 2015; Alan et al., 2019). Les différentes compétences acquises à l'école, qu'elles soient techniques, cognitives¹ ou non-cognitives² peuvent ensuite être valorisées sur le marché du travail et permettre alors aux individus de s'extraire de la pauvreté lorsque l'école joue son rôle d'ascenseur social.

Depuis la fin des années 1990, l'accès à l'éducation s'est grandement amélioré dans les pays en développement. Alors qu'en 1998, 18,5% des enfants en âge d'être scolarisés au primaire n'allaient pas à l'école dans les pays à faible revenu et à revenu intermédiaire, ils n'étaient plus que 8,9% en 2019.³ En parallèle, la part d'adolescents en âge d'aller au secondaire passait de 29% en 1998 à 17% en 2019.⁴ Ces chiffres illustrent la persistance du phénomène de l'abandon scolaire. Ainsi, en 2018, seulement 78,8% des enfants d'une même cohorte qui avait commencé une éducation primaire finissait par compléter ce cycle.⁵

1. Les compétences cognitives représentent la capacité des individus à comprendre et résoudre des problèmes.

2. Les compétences non-cognitives sont les traits de personnalité valorisés sur le marché du travail. Elles sont souvent regroupées sous l'acronyme OCEAN : Openness(ouverture d'esprit), Conscientiousness(application), Extroversion(extraversion), Agreeableness(aimabilité) et Neuroticism(souvent mesuré par son contraire, la stabilité émotionnelle).

3. Part d'enfants d'âge primaire non scolarisés.

4. Part d'adolescents en âge d'aller au secondaire non scolarisés.

5. Persistance jusqu'à la fin du primaire.

Les progrès effectués dans l'accès à l'instruction ont été particulièrement visibles pour les filles. La part de filles en âge d'aller au primaire non-scolarisées s'est réduite de 12,3 points de pourcentage entre 1998 et 2018 (22,2% en 1998 pour 9,9% en 2018) contre une baisse de 7,2 points de pourcentage pour les garçons (de 15% en 1998 à 7,8% en 2018).⁶⁷ La réduction la plus spectaculaire de l'écart entre les filles et les garçons a eu lieu au premier cycle du secondaire. En 1998, 32,2% des filles et 26% des garçons en âge d'aller au premier cycle du secondaire n'étaient pas scolarisés. En 2018, il n'y avait plus de différence entre les filles et les garçons pour l'accès au premier cycle du secondaire puisque 17% des filles et des garçons de cet âge n'allaient pas à l'école.⁸⁹

Ces chiffres sont encourageants, tout d'abord d'un point de vue de l'égalité des genres, mais aussi étant donné les effets particulièrement bénéfiques de l'instruction des femmes sur l'ensemble de la société. En effet, il a été démontré que les mères les plus instruites étaient celles qui investissaient le plus dans la santé et l'éducation de leurs enfants. Par exemple, [Glick et al. \(2011\)](#) montre qu'à Madagascar, le niveau d'éducation de la mère a une plus grande influence sur les compétences cognitives des enfants que le niveau d'éducation du père. Les enfants dont la mère est plus instruite sont aussi plus souvent en meilleure santé ([Glewwe, 1999](#); [Currie and Moretti, 2003](#)). D'après, [The Education Commission \(2016\)](#), environ un tiers de la baisse de la mortalité dans le monde depuis les années 1970 est attribuable à l'amélioration de l'éducation des femmes. Les femmes les plus instruites sont aussi celles qui ont le plus de pouvoir de décision au sein de leur ménage. Instruction et renforcement du pouvoir de décision au sein du ménage permettent ainsi de peser sur les décisions qui concernent la santé et l'éducation des enfants ([Beegle et al., 2001](#); [Quisumbing and Maluccio, 2003](#); [Maitra, 2004](#); [Rangel, 2006](#); [Allendorf, 2007](#)).

Le revers de la médaille est que cette expansion rapide de l'éducation primaire et secondaire dans les pays en développement n'a pas été accompagnée par une augmentation suffisante des moyens financiers et humains alloués à

6. Part d'enfants non scolarisés, filles.

7. Part d'enfants non scolarisés, garçons.

8. Part d'adolescents non scolarisés.

9. Part d'adolescentes non scolarisées

l'éducation. Par exemple, dans les pays à revenus faibles et intermédiaires, le nombre d'élèves par enseignant au niveau primaire est seulement passé de 29 en 1998 à 25,4 en 2018. A titre de comparaison, un enseignant s'occupe en moyenne de 14 élèves en primaire dans les pays à hauts revenus.¹⁰ Au premier cycle du secondaire, un enseignant était chargé de 19 élèves en 1998 dans les pays à revenus faibles et intermédiaires contre 17,8 en 2018. Dans les pays à haut revenu, le ratio élèves/enseignant au premier cycle du secondaire était de 12,7 en 2018.¹¹

La taille élevée des classes dans les pays en développement peut, en partie, expliquer pourquoi, bien que l'accès à l'instruction se soit généralisé, les connaissances des élèves ne correspondent pas aux standards internationaux. En 2019, dans les pays à revenus faibles et intermédiaires, 10% des jeunes de 15 à 24 ans n'étaient pas capables de lire, écrire et comprendre une phrase simple concernant la vie quotidienne.¹² D'après la base de données construite par [Altinok et al. \(2018\)](#) permettant de comparer les résultats aux différentes évaluations internationales de connaissances des élèves, moins de 80% des élèves en Afrique et en Amérique du Sud atteignent le niveau minimum de connaissances en mathématiques et en lecture. Le rapport sur le développement dans le monde de la Banque Mondiale publié en 2018 ([World Bank, 2018b](#)) avance quatre explications supplémentaires à la "crise de l'apprentissage" dans ces pays. Tout d'abord, les enfants ne sont pas préparés à apprendre. Par exemple, dans les pays en développement, 30% des enfants de moins de 5 ans souffrent de retard de croissance ce qui illustre de sévères problèmes de malnutrition. Or les enfants qui souffrent de malnutrition, notamment chronique, ont plus de difficultés que les autres à développer leurs compétences cognitives ([Glewwe et al., 2001](#); [Ampaabeng and Tan, 2013](#)). Ensuite, les pays en développement font face à un manque de formation initiale et continue des enseignants. Par ailleurs, le personnel enseignant, souvent peu motivé, a peu de conscience professionnelle et se distingue par un taux d'absentéisme élevé. Enfin, des problèmes de gouvernance du système scolaire, que ce soit au niveau des gouvernements ou des directeurs d'école, empêchent également l'école de remplir son rôle de manière efficiente.

10. Ratio élèves/enseignant, primaire.

11. Ratio élèves/enseignant, premier cycle du secondaire.

12. Taux d'alphabétisation des jeunes de 15 à 24 ans.

L'école manquerait donc à son devoir de transmission de connaissances et de compétences valorisables sur le marché du travail.

Les deux pays étudiés dans cette thèse (Madagascar et le Maroc) ne font pas figure d'exception en ce qui concerne les faibles performances en lecture et mathématiques de leurs élèves. Bien qu'appartenant à la tranche inférieure du groupe des pays à revenu intermédiaire alors que Madagascar fait partie des pays à faible revenu, le Maroc est moins performant que Madagascar en termes d'acquisition de connaissances des élèves. Ainsi, il occupait la 73^{ème} place sur 78 pays évalués par le programme PISA (*Programme for International Student Assessment*) en 2018. Et si les élèves malgaches ont obtenu, en 2019, de moins bons résultats que la moyenne des pays évalués par le PASEC (*Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs de la Confemen*), la comparaison des performances des élèves entre ces deux pays est en défaveur du Maroc. La base de données construite par [Altinok et al. \(2018\)](#) permet de faire cette comparaison. Ainsi, en 2005 (la dernière année disponible pour Madagascar), alors que 57,94% des élèves malgaches atteignait le niveau minimum de compétences requises en mathématiques et en lecture à la fin de l'école primaire, ils n'étaient que 51,82% au Maroc. Dix ans après, cette part était à peine plus élevée (56,91%). Cependant, même en tenant compte du plus faible niveau des élèves marocains par rapport aux élèves malgaches (*Learning Adjusted Year of School*), le nombre d'années d'éducation complétées est plus élevé au Maroc qu'à Madagascar du fait d'un plus large accès à l'éducation secondaire et d'une durée d'études plus longue.¹³ Ainsi, en 2019, le taux brut de scolarisation secondaire au Maroc était de 81,2% contre 34,6% à Madagascar.

Le Maroc est également moins bien classé que Madagascar en ce qui concerne l'égalité des genres. Madagascar se situait à la 84^{ème} place sur les 200 pays inclus dans le *Gender Gap Report du Forum Economique Mondial* tandis que le Maroc occupait la 137^{ème} place. Cette indice tient compte des inégalités de genre dans quatre domaines : la situation sur le marché du travail, l'accès à l'éducation, la santé et la place des femmes en politique. L'écart entre les deux

13. 4,7 *Learning Adjusted Year of School* pour Madagascar contre 6,3 pour le Maroc en 2020. [Learning Adjusted Year of School](#).

pays est moins grand quand on s'intéresse à l'indice d'accès à l'éducation pour lequel Madagascar était classé 115ème et le Maroc 117ème. L'indice d'égalité dans l'accès à l'éducation tient compte des ratios filles/garçons au primaire, secondaire et dans les études supérieures ainsi que du rapport entre le taux d'alphabétisation des femmes et celui des hommes ([World Economic Forum, 2018](#)).

Pour faire face aux défis de la qualité de l'éducation et des inégalités de genre, le Maroc s'est doté d'une Commission Spéciale sur le Modèle de Développement qui a remis son rapport au roi Mohammed VI le 25 mai 2021. Ce rapport préconise une transformation profonde du système éducatif pour qu'en 2035, plus de 90% des élèves possèdent les compétences scolaires fondamentales à la fin du primaire. Pour atteindre cet objectif, la Commission propose que la formation des enseignants soit améliorée en faisant en sorte que tous les nouveaux enseignants aient au moins complété cinq années de formation. Par ailleurs, de nouveaux moyens humains, tels que des psychothérapeutes, devraient être alloués aux établissements scolaires pour identifier le plus tôt possible les lacunes des élèves et leur permettre de les surmonter. Les programmes devraient aussi être revus pour que les élèves obtiennent les compétences fondamentales en lecture et mathématiques mais développent aussi leurs compétences non-cognitives telles que l'autonomie, la curiosité, la communication et l'esprit d'équipe.

La dimension genre est également abordée dans le rapport de la Commission Spéciale sur le Modèle de Développement. En termes d'accès égal à l'éducation pour les filles comme pour les garçons, le rapport de la Commission préconise notamment de développer les internats pour que les filles de milieu rural et des petites villes puissent poursuivre leur éducation au niveau secondaire ([CSMD, 2021](#)). En effet, les collèges sont souvent situés en ville. Face aux risques encourus, plus particulièrement par les filles, sur le trajet entre le domicile et l'école, les parents peuvent préférer mettre fin à la scolarisation de leurs enfants si l'établissement scolaire est trop éloigné. Les internats permettent de réduire le nombre de trajets effectués par semaine ce qui peut rassurer les parents.

Malgré ses lacunes en matière d'éducation, le Maroc atteint un indice de capital humain supérieur à celui de Madagascar. Cet indice proposé par la Banque Mondiale tient compte du nombre d'années d'éducation de la population corrigé par les connaissances et de son état de santé à travers la mortalité infanto-juvénile, la survie à l'âge adulte (la part des individus âgés de 15 ans qui atteindront l'âge de 60 ans) et le retard de croissance des enfants de moins de cinq ans. C'est pour ce dernier indicateur que Madagascar connaît une situation inquiétante puisque près de la moitié des enfants de moins de cinq ans y souffre d'un retard de croissance, lié à la malnutrition chronique (World Bank, 2018a). Outre les problèmes de santé inhérents à la malnutrition, il a été observé que les enfants qui présentaient des retards de croissance entraient à l'école plus tard, redoublaient davantage et complétaient moins d'années d'éducation que les enfants en bonne santé (Glewwe and Jacoby, 1995; Glewwe et al., 2001). Les effets de la malnutrition subie pendant la petite enfance persistent à l'âge adulte. Ampaabeng and Tan (2013) trouvent que les adultes qui ont particulièrement souffert de la famine de 1983-84 au Ghana quand ils avaient moins de deux ans ont des compétences cognitives plus faibles que ceux qui ont été moins exposés à la famine.

Du fait de leurs plus faibles performances scolaires, l'investissement familial dans l'éducation des enfants en mauvaise santé peut paraître peu rentable pour les ménages, notamment ceux pour lesquels les contraintes budgétaires sont fortes. En effet, les décisions d'investissement en éducation des ménages résultent d'un arbitrage entre les coûts directs et indirects de l'éducation et ses bénéfices actuels et anticipés (Becker, 1962; Ben-Porath, 1967).

Les coûts directs de l'éducation incluent les frais d'inscription, l'achat de fournitures scolaires et d'uniformes, les frais de transport... Le coût indirect représente le coût d'opportunité de l'enfant qui, parce qu'il est scolarisé, ne travaille pas. Ce coût d'opportunité prend trois formes : i) le salaire que l'enfant aurait perçu s'il avait été présent sur le marché du travail, ii) les charges que le ménage doit supporter en substituant le travail potentiel de l'enfant sur l'exploitation agricole ou commerciale du ménage par l'embauche d'un travailleur extra-familial ou l'accueil d'un enfant placé, iii) le salaire qu'aurait perçu l'un des membres du ménage s'il s'était rendu sur le marché du travail tandis que

l'enfant prenait en charge les tâches domestiques à sa place.

Les ménages sont prêts à supporter ces coûts directs et indirects si les bénéfices à court et long-terme, tirés de l'éducation leur sont supérieurs. A court-terme, les deux parents peuvent profiter du temps pendant lequel l'enfant est à l'école pour participer à une activité génératrice de revenu. L'école peut aussi prendre en charge certains repas ce qui permet aux enfants d'être bien nourris sans que cela ne pèse dans le budget du ménage. A long-terme, les compétences cognitives et non-cognitives acquises à l'école permettent aux individus de mieux s'insérer sur le marché du travail en étant plus productifs. Ils peuvent alors prétendre à un meilleur salaire et en transférer une partie à leur ménage d'origine.

Le modèle de [Glewwe and Muralidharan \(2016\)](#), définit ainsi la fonction de production des connaissances acquises :

$$A = \alpha(S, \mathbf{Q}, \mathbf{C}, \mathbf{H}, \mathbf{I}) \quad (1)$$

Où : A mesure les compétences acquises par les élèves, S est le nombre d'années de scolarisation complétées par l'enfant, \mathbf{Q} est un vecteur de caractéristiques de l'école et des enseignants, \mathbf{C} est un vecteur des caractéristiques de l'enfant, \mathbf{H} est un vecteur des caractéristiques du ménage et \mathbf{I} représente l'effort des parents et de l'enfant pour son apprentissage (le temps passé à faire les devoirs, le budget alloué aux dépenses d'éducation tel que les livres, les fournitures scolaire, l'ordinateur...).

Dans ce modèle, les caractéristiques de l'enfant (son âge, son rang de naissance, ses capacités innées) et celles du ménage sont considérées comme exogènes. Sur la base de \mathbf{Q} , \mathbf{C} et \mathbf{H} mais aussi des coûts directs et indirects de l'instruction (\mathbf{P}), les ménages décident du montant de leurs investissements visant à améliorer les compétences de leurs enfants (\mathbf{I}) et décident du retrait prématuré ou non de l'enfant de l'école (S). S et \mathbf{I} sont donc eux-mêmes des fonctions de \mathbf{Q} , \mathbf{C} , \mathbf{H} et \mathbf{P} .

$$S = f(\mathbf{Q}, \mathbf{C}, \mathbf{H}, \mathbf{P}) \quad (2)$$

$$I = g(\mathbf{Q}, \mathbf{C}, \mathbf{H}, \mathbf{P}) \quad (3)$$

en intégrant les équations 2 et 3 dans l'équation 1, on obtient :

$$A = h(\mathbf{Q}, \mathbf{C}, \mathbf{H}, \mathbf{P}) \quad (4)$$

Dans cette thèse, nous innovons par rapport au modèle de base et à la littérature, en introduisant des variables dont l'effet sur S , I et A est encore peu étudié. Nous accordons un intérêt particulier au genre de l'enfant (contenu dans \mathbf{C}) qui influence indirectement ses connaissances acquises. Les préférences culturelles des parents (contenues dans \mathbf{H}) ainsi qu'un plus faible rendement de l'éducation des filles étant données les inégalités salariales et d'accès au marché du travail qui persistent entre les hommes et les femmes, peuvent conduire les ménages à moins investir dans l'éducation des filles (I) ou à les retirer de l'école au-delà d'un certain niveau d'éducation (S).

Cette thèse se présente en trois chapitres ainsi articulés.

Chapitre 1 : *Birth order and transition into adulthood in Madagascar* (co-écrit avec Francesca Marchetta).

Ce chapitre observe comment le rang de l'enfant dans sa fratrie (une des variables composant le vecteur \mathbf{C} dans le modèle présenté ci-dessus) influence son niveau d'éducation (S) et ses compétences cognitives (A). Nous nous intéressons aussi à l'effet du rang de naissance de l'individu sur l'âge auquel il commence à travailler hors de l'entreprise familiale et se marie.

Peu de travaux ont abordé la question de l'effet du rang dans la fratrie sur l'éducation, les compétences, l'emploi et le mariage des individus dans les

pays à faible revenu. Par ailleurs, les conclusions sur l'effet du rang de l'enfant sur l'éducation et les compétences cognitives dans ce contexte sont mitigées. En utilisant les données de l'*Enquête sur la Progression Scolaire à Madagascar (EPSPAM)* menée en 2004 et de l'enquête *Madagascar Youth Transition Survey* qui l'a suivi en 2012, nous trouvons qu'à Madagascar, les aînés quittent l'école plus tôt que leurs frères et soeurs. Leur niveau d'éducation plus faible ce qui réduit leurs compétences cognitives. Les aînés sont aussi ceux qui commencent à travailler les plus jeunes hors de l'entreprise familiale. Seules les filles aînées se marient le plus tôt. La transition plus précoce des aînés dans la vie d'adulte pour les familles malgaches permettrait alors de financer l'éducation de leurs frères et soeurs cadets.

Ce chapitre contribue à la littérature traitant des effets du rang dans la fratrie de trois façons. Tout d'abord, nous étudions l'effet du rang dans la fratrie dans un pays à faible revenu alors que cette question a plutôt été traitée dans les pays à revenu élevé. Ensuite nous nous intéressons à l'effet du rang de naissance sur des variables assez peu étudiées dans la littérature tel que l'âge au mariage et les compétences non-cognitives. Par ailleurs, les données que nous utilisons permettent de tenir compte de l'influence des enfants résidant dans le même ménage que l'individu étudié mais qui ne sont pas ses frères et soeurs biologiques. Nous trouvons que la présence d'autres enfants dans le ménage réduit l'effet du rang dans la fratrie sur le niveau d'éducation. Enfin, d'un point de vue méthodologique, nous apportons des résultats robustes quant à la capacité des modèles inter-familiaux à produire des résultats cohérents avec les modèles qui comparent les individus d'une même fratrie.

Chapitre 2 : *Le mariage précoce : un vecteur de reproduction scolaire au Maroc ?*

Ce chapitre étudie l'effet de l'âge au mariage de la mère (composant du vecteur **H** du modèle présenté ci-dessus) sur la scolarisation de ses enfants (**S** et **I**).

Les effets néfastes du mariage précoce sur la mariée ont été très largement démontrés, que ce soit sur son niveau d'éducation, sa santé ou son pouvoir de

décision au sein du ménage. Les effets intergénérationnels de cette pratique ont été moins étudiés. Les quelques travaux menés en Inde et en Afrique Subsaharienne trouvent que les mères mariées jeunes avaient des enfants en moins bonne santé et moins instruits que celles mariées plus tardivement. Nous nous intéressons à cette question dans le contexte marocain où la pratique du mariage précoce persiste malgré son interdiction depuis 2004 et alors que l'accès à l'instruction des filles s'est grandement amélioré ces trente dernières années. Pour ce faire, nous nous appuyons sur les données de l'enquête *Moroccan Household and Youth Survey* menée en 2009-2010.

Nous trouvons que les mères mariées jeunes investissent plus dans l'éducation de leurs enfants, notamment de leurs filles, que les mères qui se sont mariées plus tard. Ce phénomène est particulièrement visible pour les jeunes générations. Nos résultats pourraient être le reflet d'un changement culturel et social en cours au Maroc selon lequel les parents souhaiteraient accorder davantage d'autonomie à leurs filles grâce à l'éducation.

Chapitre 3 : *Conditional Cash Transfers and the Learning Crisis : Evidence from Tayssir Scale-up in Morocco* (co-écrit avec Jules Gazeaud).

Ce chapitre étudie l'effet du programme marocain de transferts monétaires pour l'éducation (*Tayssir*) sur la performance des élèves à l'examen de fin de primaire.

Les programmes de transferts monétaires conditionnels à l'éducation permettent de réduire son coût d'opportunité et d'alléger directement la contrainte budgétaire des ménages (**P** dans le modèle ci-dessus). L'effet positif de ce type de programme sur l'accès à l'éducation et la rétention scolaire (**S**) a été largement démontré. Cependant, peu de travaux se sont intéressés à l'effet des programmes de transferts monétaires sur les connaissances des élèves (**A**).

La méthode de ciblage géographique du programme qui vise les communes

dont le taux de pauvreté est supérieur à 30% permet de mesurer son effet sur les performances des élèves de fin de primaire, autour du seuil de ciblage, en utilisant une régression de discontinuité. Nous nous appuyons sur les données du système d'information du Ministère de l'Education Nationale du Maroc (MASSAR) pour montrer qu'en dépit de la réduction du taux d'abandon scolaire dans les communes bénéficiaires, le programme *Tayssir* n'a pas permis une amélioration des conditions d'apprentissage des élèves. En effet, les garçons qui bénéficient du transfert ont de moins bons résultats à l'examen de fin de primaire que les garçons qui n'en bénéficient pas. Nous expliquons ce phénomène par le fait que le programme *Tayssir* n'a pas suffisamment été accompagné de mesures d'amélioration de l'offre éducative (Q), tels que la création de nouvelles classes et l'embauche de nouveaux enseignants pour faire face au surplus d'élèves scolarisés grâce au programme. Nous trouvons que l'apprentissage des filles a été moins bouleversé par le programme *Tayssir* puisqu'il leur permet d'obtenir plus souvent la moyenne à l'examen de fin de primaire et augmente leurs chances d'être inscrites au collège l'année suivante.

Bibliographie

- Alan, S., Boneva, T., and Ertac, S. (2019). Ever failed, try again, succeed better : Results from a randomized educational intervention on grit. The Quarterly Journal of Economics, 134(3) :1121–1162.
- Algan, Y., Cahuc, P., and Shleifer, A. (2013). Teaching practices and social capital. American Economic Journal : Applied Economics, 5(3) :189–210.
- Allendorf, K. (2007). Do women’s land rights promote empowerment and child health in Nepal? World development, 35(11) :1975–1988.
- Altinok, N., Angrist, N., and Patrinos, H. A. (2018). Global data set on education quality (1965–2015). The World Bank.
- Ampaabeng, S. K. and Tan, C. M. (2013). The long-term cognitive consequences of early childhood malnutrition : the case of famine in Ghana. Journal of health economics, 32(6) :1013–1027.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital : A theoretical analysis. Journal of political economy, 70(5, Part 2) :9–49.
- Beegle, K., Frankenberg, E., and Thomas, D. (2001). Bargaining power within couples and use of prenatal and delivery care in Indonesia. Studies in family planning, 32(2) :130–146.
- Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. Journal of political economy, 75(4, Part 1) :352–365.
- Borgonovi, F. and Burns, T. (2015). The educational roots of trust. Technical Report 119, OECD.
- CSMD (2021). Le nouveau modèle de développement. Rapport Général. Technical report, Commission Spéciale sur le Modèle de Développement.
- Currie, J. and Moretti, E. (2003). Mother’s education and the intergenerational transmission of human capital : Evidence from college openings. Quarterly Journal of Economics, 118(4) :1495–1532.

- Glewwe, P. (1999). Why does mother's schooling raise child health in developing countries? Evidence from Morocco. Journal of human resources, pages 124–159.
- Glewwe, P. and Jacoby, H. G. (1995). An economic analysis of delayed primary school enrollment in a low income country : the role of early childhood nutrition. The review of Economics and Statistics, pages 156–169.
- Glewwe, P., Jacoby, H. G., and King, E. M. (2001). Early childhood nutrition and academic achievement : a longitudinal analysis. Journal of public economics, 81(3) :345–368.
- Glewwe, P. and Muralidharan, K. (2016). Improving education outcomes in developing countries : Evidence, knowledge gaps, and policy implications. In Handbook of the Economics of Education, volume 5, pages 653–743. Elsevier.
- Glick, P., Randrianarisoa, J. C., and Sahn, D. E. (2011). Family background, school characteristics, and children's cognitive achievement in Madagascar. Education Economics, 19(4) :363–396.
- Larreguy, H. and Marshall, J. (2017). The effect of education on civic and political engagement in nonconsolidated democracies : Evidence from Nigeria. Review of Economics and Statistics, 99(3) :387–401.
- Maitra, P. (2004). Parental bargaining, health inputs and child mortality in India. Journal of health economics, 23(2) :259–291.
- Quisumbing, A. R. and Maluccio, J. A. (2003). Resources at marriage and intrahousehold allocation : Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 65(3) :283–327.
- Rangel, M. A. (2006). Alimony rights and intrahousehold allocation of resources : evidence from Brazil. The Economic Journal, 116(513) :627–658.
- The Education Commission (2016). The learning generation : Investing in education for a changing world. New York : International Commission on Financing Global Education Opportunity.

Wantchekon, L., Klašnja, M., and Novta, N. (2015). Education and human capital externalities : evidence from colonial Benin. The Quarterly Journal of Economics, 130(2) :703–757.

World Bank (2018a). The human capital project. Technical report, World Bank., Washington DC.

World Bank (2018b). World Development Report 2018 : Learning to realize education's promise. Technical report, Washington, DC : World Bank.

World Economic Forum (2018). The global gender gap report 2018. Technical Report ISBN-13 : 978-2-940631-00-1, World Economic Forum, CH-1223 Cologny/Geneva Switzerland.

Chapitre 1

Birth order and transition into adulthood in Madagascar

Un article sera extrait de ce chapitre co-écrit avec Francesca Marchetta (CERDI).

1.1 Introduction

The role of birth order on lifelong outcomes has been widely studied in developed countries, and to some extent in developing countries. In developed countries, firstborns perform better than their younger siblings in most aspects of life. They have higher cognitive and non-cognitive skills, are more educated and healthier and have better jobs (Black, 2017).

In developing countries, the effects of the order of birth have been less explored and yielded to mixed results, especially concerning its role in educational achievement. Moshoeshe (2019) find that later borns perform worse than their oldest siblings on educational outcomes (school enrollment, progression, attainment and achievement) in Lesotho. Schwefer (2018) find that firstborns have better educational achievement in alternative care families from the SOS Children's Villages NGO¹ in 54 developing countries. Similarly, Calimeris and Peters (2017) find a negative effect of birth order on cognition for children aged 7 to 14 in Indonesia. On the other hand, some positive effects of birth order on educational and cognition outcomes have been found in the Philippines (Eirnaes and Pörtner, 2004), Brazil (Emerson and Souza, 2008), Ecuador (De Haan et al., 2014) and Indonesia (Botzet et al., 2020).² According to Tenikue and Verheyden (2010), there are heterogeneities with respect to household wealth in the effects of birth order on school attainment, since the lower investment in firstborns' education is likely to be explained by a tight budget constraint.

In places where child work is widespread, firstborns also have a higher workload than their younger siblings. At time t , as they are older, firstborns are more likely to work and/or work longer hours (Edmonds, 2006; Emerson and Souza, 2008; Dammert, 2010; Alvi and Dendir, 2011; Haile and Haile, 2012; De

1. Those alternative care families accommodate children who have lost one parent or whose parents are not able to take care of them. Families generally consist in one caregiver and up to ten children. Biological siblings are never split up between different families.

2. Like Calimeris and Peters (2017), Botzet et al. (2020) do not find any effect of birth order on cognition for individuals older than 15 in Indonesia.

[Haan et al., 2014](#)). Less is known on the relationship between birth order and age at entry on the labor market. Similarly, few authors dealt with birth order and age at marriage. Only [Vogl \(2013\)](#) and [Pesando and Abufhele \(2019\)](#) showed that in South Asia, firstborn girls marry earlier than their younger sisters.

In this paper, we explore the effects of birth order on schooling outcomes and cognition development in Madagascar, an extremely poor country. We also study how birth order shapes transitions into adulthood i.e. age at entry on the labour market and age at marriage.

To shed light on these issues, we use detailed data from a survey that tracked a cohort of individuals when they were around 14 years old (in 2004) and then when they were around 22 years old (in 2012). The second wave of the survey was explicitly designed to capture the transition from adolescence to young adulthood. Therefore, we have detailed information on school, work and marriage history for those individuals. Their cognitive skills were also assessed both in 2004 and in 2012.

Using a between-family model with sibship size fixed effects, we find that firstborns transit earlier into adulthood. First and second borns drop out from school relatively early as compared to their later born siblings. Because of that, they have lower cognitive skills. Firstborns also get married and work outside the family firm for the first time at younger ages than later borns. Hence they can provide the household with an extra income that can be invested into third and later borns' education.

We do not observe significant gender heterogeneities in the role of birth order on education and age at entry on the labor market. However, we find that birth order's influence on age at marriage is limited to females.

In poor households, we find larger differences in terms of schooling and cognitive skills between eldest children and later borns. This result is in line with [Lafortune and Lee \(2014\)](#) who state that in liquidity-constrained households, children can benefit from having more older siblings to support their education.

Our results are robust to the utilisation of different measures of birth order, either social or biological. Taking into account all children living with the cohort

member at age 14, we still find that oldest children in the household are the ones who dropout from school and start working outside the household the youngest. It means that older non-biological children living in the household take over biological firstborns workload which allow them to complete higher school attainment. However, it does not impede biological firstborns to marry the youngest. Finally, thanks to the detailed information on cohort members' siblings collected in 2012, we are able to verify the robustness of our findings on schooling and age at marriage using a within-family model, which is considered the best methodology to take into account all family characteristics that could bias the results (Black, 2017).

Our work contributes to three strands of the literature. First, we add evidence to the effects of birth order on transition into adulthood in developing countries, for which literature on this topic is scarce and yields to mixed results. Second, we contribute to the literature on interactions between co-resident children in developing countries (Akresh and Edmonds, 2011; Marazyan, 2015; Schwefer, 2018; Hedges et al., 2019). To do so, we use a measure of social birth order which considers as sibling every child residing in the household when the cohort member was 14. Third, we provide some reassuring evidence on the capacity of between-family models to produce reliable results on the effects of birth order by comparing them to the results obtained with a within-family model.

The rest of the paper structures as follows : section 1.2 presents the relevant literature, Section 1.3 describes the context and the data used in our study, Section 1.4 presents the methodology, while the main results and the robustness checks are presented in Section 1.5 and 1.6 respectively. The last Section concludes.

1.2 Literature review

The effect of birth order has been tested on a diversity of outcomes. In this paper, we are mostly interested in the effect of birth order on cognitive skills (Black et al., 2005; De Haan et al., 2014; Botzet et al., 2020), education (Black

et al., 2005; De Haan et al., 2014; Botzet et al., 2020), labor market participation (Edmonds, 2006; Emerson and Souza, 2008; Dammert, 2010; Alvi and Dendir, 2011; Haile and Haile, 2012; De Haan et al., 2014) and marriage (Vogl, 2013; Singh and Vennam, 2016; Pesando and Abufhele, 2019).

To date, there is no consensus on the effect of birth order on educational outcomes and cognitive skills. Most differences in the results are related to the context and, in particular, whether the study takes place in a developed or a developing country.

Parental time investment has been shown to have a strong effect on the formation of cognitive (and non-cognitive) skills, especially at early stages of life (Hsin, 2007; Cunha and Heckman, 2008; Carneiro and Rodrigues, 2009; Cunha et al., 2010; Lehmann et al., 2018; Attanasio et al., 2020). Literature shows that the time spent by parents with earlier and later-borns varies across countries. In the US, later-borns spend less quality time with their mother. They are less cognitively stimulated by her than earlier borns (Monfardini and See, 2016; Lehmann et al., 2018). Coherently with that, studies focused on developed countries, show that later-borns have lower cognitive abilities than their older siblings (see for example Black et al. (2005) for Sweden and Barclay (2015a) for Norway).

There is no consensus on the effect of birth order on cognitive skills for developing countries. In Ecuador, De Haan et al. (2014) find that later born children receive more cognitive stimulation by their mothers and are breastfed longer; this extra time spent with parents stimulate cognition and explain why later-borns perform better in cognitive tests than firstborns in preschool ages. On the other hand, in Indonesia, Calimeris and Peters (2017) find that second and third born perform worse than firstborns on cognitive skills for children aged between 7 and 14. They do not provide the mechanism at play behind their result. However, they show that differential nutritional variety among sibship does not explain why firstborns have higher cognition than their second and third born siblings.

The effect of birth order on cognitive skills is related to the effect of birth order on education. It is generally admitted that in developed economies, later-

borns have a lower educational attainment than their older siblings (e.g. [Booth and Kee \(2009\)](#) for Great Britain and [Black et al. \(2005\)](#) for Norway. See [Botzet et al. \(2020\)](#) for a more detailed literature review of findings in developed countries). In developing economies, results are more mixed. Some authors find a negative effect of birth order on educational outcomes, as in developed countries ([Schwefer, 2018](#); [Moshoeshoe, 2019](#)). Others find a completely opposite effect : later-borns are more educated than earlier borns ([Eirnæs and Pörtner, 2004](#); [Emerson and Souza, 2008](#); [De Haan et al., 2014](#); [Botzet et al., 2020](#)). [Dayioğlu et al. \(2009\)](#) find a non linear effect of birth order on school enrollment in Turkey : earlier borns and later-borns are more likely to be enrolled in school than middle borns. When they drop firstborns from their analysis, they find a linear effect of birth order on school enrollment probability meaning that firstborns are the most likely to be enrolled in school.

It is well established in the child work literature that wages increase with the age of child workers ([Freije and Lopez-Calva, 2001](#)). Older children are presumably more productive, more reliable, and better able to perform more complex tasks. It would be thus rational for the household needing extra income to send older rather than younger children to work. On the other hand, if the earlier born child has higher cognitive ability, such that the marginal returns on an extra unit of education are higher for all the levels of education, it may be rather rational to invest more in oldest child's education and send her younger siblings to work ([Emerson and Souza, 2008](#)).

Research has widely demonstrated that in countries where child work is widespread (i.e. Nepal ([Edmonds, 2006](#)), Brazil ([Emerson and Souza, 2008](#)), Guatemala ([Dammert, 2010](#)), Ethiopia ([Alvi and Dendir, 2011](#); [Haile and Haile, 2012](#)) and Ecuador ([De Haan et al., 2014](#))), firstborns are more likely to work than their younger siblings at time t . They also work longer hours. Oldest females are preferentially allocated domestic work while oldest males are mostly involved in on-farm or off-farm activities ([Edmonds, 2006](#); [Emerson and Souza, 2008](#); [Alvi and Dendir, 2011](#); [Haile and Haile, 2012](#)). We could not find any article dealing with the effect of birth order on age at entry into the labor market.

The effect of birth order on the time of marriage was explored by the seminal paper of [Vogl \(2013\)](#), who shows that in South Asian countries, where arranged marriages are prevalent and dowry is customary, girls marry earlier when they have young sisters. According to [Vogl \(2013\)](#), parents rush earlier-borns marriage - choosing a less educated and skilled husband - to have a lower dowry to pay and more time to accumulate following dowries to ultimately marry all their younger daughters. This is observed for all socio-economic status : the effect is even stronger for girls whose fathers' education level is above the median. Since girls often leave school to get married, an early marriage is also associated to a lower education level ([Field and Ambrus, 2008](#)).

Although it has not been yet explored in the literature, [Vogl \(2013\)](#)'s reasoning could also be valid for a context where dowry is not customary, because female's value on the marriage market declines with age ([Wahhaj, 2018](#)). When parents have more daughters to marry, they could feel some pressure to rush the marriage of the oldest ones because they have other marriages to arrange in a short period of time, before their daughters become too old to find a spouse.³

Conversely, for [Vogl \(2013\)](#) having older sisters is associated with a delay in marriage and to a higher education level. Similar results have been found by [Pesando and Abufhele \(2019\)](#), who find that the probability of child marriage decreases with the number of older sisters in Ethiopia, India and Vietnam. On the other side, [Singh and Vennam \(2016\)](#) and [Singh and Espinoza Revollo \(2016\)](#) found that girl's marriage is anticipated in India when her eldest sibling is a male. According to authors, this could be explained by the financial resources that an oldest brother is able to bring to the household to pay for the youngest sister's dowry.

Liquidity constraints could partly explain why firstborns are more exposed to child work and child marriage and sometimes perform worse in terms of educational outcomes in developing countries. More in general, some studies have observed heterogeneities within countries with respect to household's wealth. For example, in twelve Subsaharan countries studied by [Tenikue and](#)

3. In many societies, sisters get married in the order of birth because an out-of-order marriage is perceived as a bad signal about the quality (i.e. virginity or agency) of the eldest daughter and reduce her chances to be ever married ([Vogl, 2013](#)).

Verheyden (2010), earlier born children have lower education level in poor households while they are more educated than their younger siblings in wealthier families (Tenikue and Verheyden, 2010). Similarly, in developed countries, firstborns' advantage in educational attainment is more pronounced in wealthier households (Black et al., 2005; Booth and Kee, 2009; Lafortune and Lee, 2014). Globally, wealth seems to favor firstborns' education.

The intertwined relationship between wealth, birth order, education and cognitive skills can be explained by the dilution theory (Blake, 1981). As sibship grows, children have to share parental resources (either time or economic resources) with their siblings. In developing countries, where budget constraints are more pronounced, inequalities in resources sharing can be exacerbated. In Indonesia, for example, Calimeris and Peters (2017) found that second and third born children eat a smaller variety of food than firstborns.⁴ On the other hand, poverty can lead parents to send the earlier born child to work to provide more resources to the whole sibship or to take charge of domestic chores while both parents are working, to the detriment of their education (Emerson and Souza, 2008; De Haan et al., 2014; Lafortune and Lee, 2014).

In contexts where child fostering is common, the presence of co-resident children can aggravate the rivalry for households' resources. On the other hand, hosted children can be used as worker substitutes to biological children providing them with more time to devote to schooling. In Tanzania, Hedges et al. (2019) show that girls living with more older girls (either their biological sisters or not) are more likely to be enrolled in school and can devote more time to leisure and less time to chores. Marazyan (2015) finds similar results in Senegal where girls who were aged six to nine when a fostered girl arrived in their household are more likely to be enrolled in school. Therefore, age order among co-resident children can give different results than birth order among biological siblings (Akresh and Edmonds, 2011).

Biological and non-biological siblings can also influence each other via their interactions within the family. For instance, in Sweden, Barclay (2015b) shows

4. However, this difference does not drive the negative effect of birth order on cognitive skills.

that later borns have lower educational attainment even in fully adopted sibling groups. Similarly, [Schwefer \(2018\)](#) finds that oldest children in alternative care families of the *SOS Children's Villages* NGO have higher educational achievement thanks to better tutoring opportunities. [Barclay \(2015b\)](#) and [Schwefer \(2018\)](#) results indicate that the effects of birth order on educational outcomes have social rather than biological origins.

Literature review showed that the evidence on the effect of birth order on cognitive skills, education, work and marriage timing in developing countries is quite scarce and results are often inconsistent. In what follows, we explore those issues in Madagascar.

1.3 Context and data description

1.3.1 Context

Madagascar is one of the poorest country in the world. In 2019, 74.3% of Malagasy people lived below the international poverty line of \$1.90 while the regional Sub-Saharan average was 41%. Poverty is mainly concentrated in rural areas⁵ and in the Southeastern regions ([Kubot et al., 2015](#)).

Poverty leads children to transit very early into adulthood in Madagascar where educational outcomes are low while child work and child marriage are highly prevalent.

According to the last Multiple Indicators Cluster Survey (MICS), in 2018, a fifth of children aged 6-10 and a third of children aged 11-14 were not in school. Repetition rate is very high and few children who enter primary school remain until the last grade. While in Sub-Saharan Africa, only 7.8% of primary school students were repeating their previous grade in 2018, they were 26% in

5. However the Covid-19 crisis had stronger detrimental effect on households income in urban areas where 20% of the Malagasy population live. In rural areas, resilient agricultural productivity helped to reduce the impact ([Stocker et al., 2020](#)).

Madagascar. The situation is even worse than in 2012 as 20.5% of primary school students were repeating their previous grade this year.⁶ High rates of repetition lead to low rates of persistence to last grade of primary. In 2018, only 31.6% of students who have been enrolled in first grade of primary school eventually reached the last grade (56.2% for the Sub-Saharan Africa region). Again, this indicator was lower in 2019 than in 2012 when 38% of students enrolled in first grade of primary school eventually reached last grade.⁷ Low rates of persistence to last grade of primary translate into low gross secondary enrollment rates. In 2019, gross secondary enrollment rate was only 34.6% (3.4 percentage points lower than in 2012) against 43.3% in Sub-Saharan Africa.⁸

Besides poor educational outcomes, the country suffers from low level of learning. Learning of students in final year of primary school has been assessed four times between 1998 and 2019 with the *Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs de la Confemen (PASEC)*.⁹ The two first evaluations took place in 1998 and in 2005. At that time, the country scored high in math but very low in French (PASEC, 2005). The two last evaluations took place in 2015 and in 2019. This time, Madagascar performed worse than the assessed countries' average either in math or in Malagasy (PASEC, 2015, 2020).¹⁰

According to PASEC (2020), Madagascar poor performances in learning are partly due to a lack of time devoted to study and reading. 97.1% of students assessed in 2019 take part in domestic chores and 74.1% to on-farm activities. According to the last MICS survey, girls are more involved than boys in domestic chores : 88% of girls aged 5-11 and 93.3% of girls aged 15-17 are involved in domestic chores, while the percentages for boys are 82.1% and 86.9% respectively. On the other hand, 38.3% of boys aged 5 to 11 and 72% of boys aged 15 to 17 work on-farm or off-farm against 33.4% and 61.3% of girls (INSTAT and

6. [Repeaters, primary](#)

7. [Persistence to last grade of primary](#)

8. [School enrollment, secondary, gross](#)

9. PASEC is a tool developed by the CONFEMEN, an association of Ministries of Education from 44 French-speaking countries. PASEC assesses the performances of education systems by evaluating reading and math abilities of students in second and sixth year of primary school in member states. [PASEC website](#)

10. As the instruction language is Malagasy, in 2019, the language test assessed Malagasy abilities instead of French ones.

[UNICEF, 2019](#)). Child work is thus highly prevalent in Madagascar.

On average, girls perform better than boys in terms of learning and schooling. They repeat less, are more likely to complete primary school and to be enrolled in lower secondary school. However, they face higher risk to be married before their 18th birthday. Child marriage peaked in 2009 when 48.2% of women aged 20-24 were first married by age 18. In 2018, they were "only" 40%.¹¹ Once married, the bride usually moves in with her husband kin. Bride price transfers are small or symbolic.¹²

High prevalence of child marriage translates into high prevalence of early childbearing. According to the last Malagasy census, in 2018, more than 11% of girls between 12 and 19 had already one or more children. In rural areas, this rates increase to 14%, against 9% in urban areas.

According to the last census, total fertility rates were still high in 2018 as women have on average 4.3 children. Women have more children in rural areas (4.6) than in urban areas (3.1). However, fertility is lower in Madagascar than in Sub-Saharan Africa since 1979 where total fertility rate was almost 5 in 2018¹³. According to [Garenne \(2017\)](#), this phenomenon is mostly explained by the increase in the utilisation of family planning. In 2018, 40.5% of married women aged 15-49 used a modern contraceptive method. This rate was only 27.53% in the whole Sub-Saharan Africa region.¹⁴ Households are mostly nuclear (63.4%) but a quarter of them (25.3%) are extended ([INSTAT, 2019](#)). Household size has not changed much in the past fifteen years. In 2003-2004, there were 4.6 person per household on average ([INSTAT and ORC Macro, 2005](#)), against 4.2 persons in 2018. Households' size and composition are important regarding our research question as the effect of birth order on transition into adulthood could depend on who was living with the individual when she was a child.

11. [Women who were first married by age 18 \(% of women ages 20-24\)](#)

12. [ATLAS from the Institute of Social Anthropology, University of Zurich](#)

13. [Total fertility rate](#)

14. [Contraceptive prevalence, modern methods](#)

1.3.2 Data description

To analyze the effect of birth order on transition into adulthood in Madagascar, we use data from the 2004 Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance (EPSPAM) and from its follow-up, the 2012 Madagascar Youth Transition Survey. The 2004 EPSPAM survey was based on the sample of children enrolled in 2nd grade who were surveyed by PASEC in 1998.

In 2004, 48 clusters were randomly selected from the original 120 PASEC clusters. Additional (25) "small"¹⁵ schools' communities were also sampled from the Ministry of Education database after stratifying on provinces. Small schools were added to the sample because PASEC schools in rural areas were larger than average rural schools. In each PASEC's cluster, 15 children surveyed in 1998 were resurveyed in 2004. As PASEC sample was school-based, only children enrolled in school in 1998 were part of the sample. To avoid selectivity bias, 15 additional children of the same cohort (i.e. born between 1988 and 1992), but who did not take part in the PASEC survey, were randomly selected within each cluster and added to the 2004 sample.¹⁶ Although the sample was cohort-based, all household members were interviewed.

This sampling frame was designed in order to assure the national representativeness of the survey. Unfortunately, we are unable to compare our survey data with population data that refer to the 2004 - 2012 time period, since no population census had been conducted in Madagascar from 1993 to 2018. In 2012, around 1750 cohort members from the 2004 EPSPAM survey - representing 89% of the 2004 sample - were revisited, giving an extremely low attrition rate if comparing to other surveys from Sub-Sahara Africa.¹⁷

The 2012 Madagascar Youth Transition Survey was designed to specifically capture the transition from adolescence to young adulthood of the individuals who were part of the PASEC cohort. Detailed questions on education, employ-

15. A public primary school was considered as small when it had fewer students than the national median of about 140 students.

16. See [Glick et al. \(2011\)](#) for a more detailed description of the sampling method.

17. Comparing main individual and household characteristics (i.e. gender, education, cognitive skills, place of residence, parents' characteristics, ...) of cohort members re-interviewed in 2012 with the ones of attrited cohort members, we observe that no significant differences emerge among the two groups.

ment, health, marriage and migration were asked to the members of this cohort, who were around 22 years old in 2012. In our main analysis, we only use the sample of the cohort members to explore the effect of birth order on our outcomes of interest.

Measures of birth order Given the structure of our data, we can compute different measures of birth order. Birth order can be build (i) using 2004 information on all the biological siblings of the cohort members who lived (or not) with them in 2004, when she was around 14; (ii) using 2004 information on all the children who lived with the member of the cohort at that time, regardless of whether they were siblings or not (social birth order); or (iii) using the 2012 siblings' module, that gives basic information on all cohort members' siblings still alive at that time. We prefer using 2004 data in order to measure birth order because some of the cohort members' siblings may have died between 2004 and 2012. As shown by [Lehmann et al. \(2018\)](#), the effects of birth order on cognition, education and employment outcomes depends on life circumstances during childhood. Thus, it is the order of birth in childhood that matters for most of the outcomes we explore in the paper, in particular for the education and learning-related outcomes.¹⁸

Sample selection The construction of the birth order variable from the 2004 survey relies on the identification of parents in the household. We consider as biological siblings individuals who declare the same mother or the same father. Parents are also asked to give basic information concerning their children, younger than 30, who do not live in the household. As fostered and adopted children do not live with their biological parents, we are not able to identify their siblings properly. We drop the 42 adopted or fostered children from our estimation sample. Since we prefer running all models on the same estimation sample, we also drop all cohort members who have a missing value in one of the main outcomes we explore. For instance, 177 cohort members did not take the

18. Concerning the time of entry in the labor market and in the marriage market, we would like to observe the birth order at the time the decision is taken, but we are unfortunately unable to do so.

tests measuring their cognitive skills, they are thus removed from the sample.¹⁹

Finally, in order to correctly estimate the effects of birth order on our outcomes of interest, we need to use a number of covariates that concern parents of the cohort members, for which we have lower quality data as they were not the principal target of the survey. For instance, the information on mother's age is missing for 290 individuals, but this variable is important to include in the model because later borns have older mothers (see Table A1). We are thus obliged to drop from our sample individuals with missing information on key covariates.

We end up with an estimation sample of 1,107 individuals (53% of females), interviewed both in 2004 and in 2012 and having at most 11 siblings and 4.4 siblings on average. Almost thirty per cent of them is firstborn (28.6%) and one quarter second born (24.75%). Table 1.1 describes the main characteristics of the cohort members by order of birth.²⁰ By construction, the average age is the same across birth order because all individuals belong to the same cohort. The share of female remains also stable across birth orders, suggesting that son preference is not strong in the Malagasy society.

Outcomes and control variables On average cohort members dropped school at age 17, attained 8.4 grades of schooling. 84 per cent of them completed primary school while 52 per cent completed lower secondary school. We can observe small (though non-significant) differences in the education related outcomes in favour of later borns (i.e. fifth and following children).

In both EPSPAM 2004 and the 2012 Madagascar Youth Transition Survey, cognitive skills are appraised by oral and written French and Math assessments administered at home. Tests were designed by specialists from the Ministry of Education to compare cognitive skills among a heterogeneous population. Each cohort member took the same test, regardless of her educational level. The survey provides z-scores separately for Math and French, as well as a combined

19. Our results are robust when we use the largest possible sample of cohort members for each outcome of interest.

20. The characteristics of the sixth and following born are very similar to the ones of the fifth borns. This is why we decided to group them in a sole category. 124 cohort members are sixth borns or more (from 65 sixth born cohort members to 1 eleventh born).

Math and French z-score, that we use in our analysis.²¹ Table 1.1 shows that later borns have lower cognitive abilities in 2004, but higher ones in 2012, with respect to those with a lower birth order.

84.13 per cent of cohort members already engaged in some form of work²², while only 54.74 per cent of them already work outside the family firm. Those who already work outside the family firm started at around 18 years old. 33.97 per cent of cohort members were married or in cohabitation (43.41% of females and 23.11% of males). Average age at marriage for those who are already married is 18.5 years (18 for females and 19 for males). No clear trend appears in Table 1.1 with respect to the relationship between the order of birth and the time of entry in the labor market or the time of marriage.

Finally, 31 per cent of cohort members grew up in a (extremely) poor household.²³ This percentage increases to 34 per cent for first borns and decreases to 27 per cent for fourth borns (and to 30 per cent for fifth and following borns). Moreover, Table A1 indicates that the wealth index we constructed based on households belongings and housing, increases with birth order, as well as the total surface cultivated by the household in 2004 (though the difference are not significantly different from zero). These statistics seem at odds with the common idea that poorest households have more children.

The variables used as covariates are described in Table A1.

As noted by Black et al. (2018) these simple descriptive statistics can be misleading as they compare individuals who do not necessarily have the same family background. Table A1 shows that later-borns belong to larger sibships and have older mothers than firstborns. These characteristics could also influence our outcomes of interest. We present in next section the empirical strategy we adopt to identify the effect of birth order on the outcomes we described.

21. We also performed our analysis on separate Math and French scores but do not find any meaningful difference with the analysis on the combined score.

22. We consider as work any income or non-income generating activity that is not domestic work.

23. We define a household as poor if wealth index in 2004 is below 60% of the median. This measure of poverty leads us to identify as poor households in extreme poverty.

TABLE 1.1 – Descriptive statistics cohort members characteristics by birth order

	Birth order measured with the 2004 wave survey					Total
	First borns	Second borns	Third borns	Fourth borns	Fifth borns or more	
Age in 2012	22,04	22,02	21,99	21,94	21,84	21,97
Female	0,55	0,53	0,55	0,54	0,49	0,53
Poor household (2004)	0,34	0,31	0,30	0,27	0,30	0,31
School attainment	8,35	8,28	8,34	8,22	8,55	8,36
Highest education level	3,79	3,76	3,78	3,72	3,95	3,80
Cognitive skills (2012)	-0,02	-0,03	-0,02	0,12	0,10	0,02
Out of school	84,38	82,73	76,53	83,92	80,79	81,81
Ever worked	82,75	87,85	79,69	87,05	83,78	84,13
Ever married	37,50	32,93	31,98	32,64	33,19	33,97
Observations	288	249	197	144	229	1,107
Cognitive skills (2004)	0,12 (182)	0,07 (160)	0,11 (118)	0,01 (78)	0,05 (135)	0,08 (673)
Age at school dropout	16,81 (231)	16,68 (201)	16,57 (141)	16,71 (112)	16,94 (175)	16,75 (860)
Age at first work	14,03 (235)	13,97 (217)	13,92 (153)	13,73 (121)	14,30 (186)	14,01 (912)
Ever worked outside the family firm	59,24 (238)	51,39 (216)	57,05 (156)	50,41 (121)	53,76 (186)	54,74 (917)
Age at first work outside the family firm	17,54 (140)	18,09 (110)	17,55 (88)	18,03 (60)	17,43 (99)	17,70 (497)
Age at first marriage	18,76 (108)	18,44 (82)	18,05 (63)	18,21 (47)	18,88 (76)	18,53 (376)

Notes : All variables are constructed using the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey* except birth order, the dummy indicating if the individual used to live in a poor household and cognitive skills measured in the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance*. We have a measure of 2004 cognitive skills only for 673 cohort members. We have information on age at school dropout, age at first work, age at first work outside the family firm and age at first marriage for cohort members who already dropped out from school, worked or get married. The number of observations is indicated in parentheses in the lower panel of the table. Age in 2012, age at school dropout, age at first work, age at first work outside the family firm and age at marriage are measured in years. "Female" is a dummy variable equal to 1 if the individual is a female. School attainment measures the last grade completed by the cohort member. Highest education level indicates the highest level completed by the cohort member. Cognitive skills in 2012 and in 2003 are displayed as a z-score.

1.4 Empirical strategy

Ideally, to assess the effect of birth order, researchers need information about the outcomes of interest for several members of the sibship in a sufficiently large sample of families. In this case, researchers can use a family fixed effect model, also called within-family model, which takes into account all family characteristics that could bias the effect of birth order.

Unfortunately, data allowing to use family fixed effect models are quite rare. When using family fixed effect models is impossible, researchers use between-family models instead. Between family models compare firstborns to later borns coming from different families controlling for family background characteristics

that could bias the effect of birth order. Important controls are sibship size, mother's age, mother's age at first birth and socio-economic conditions (Black et al., 2018).

In our case, the majority of our outcomes are measured for cohort members only, so that we can not use family effect models. Therefore, in the core part of the analysis, we rely on between family models with sibship size fixed effects. Nevertheless, in the 2012 wave of the survey, we have information on age at marriage and highest school level for all cohort members' siblings that are still alive. We are thus able to use a within-family model to assess the robustness of our results on age at marriage and school attainment.²⁴

We analyse the effect of birth order on several outcomes. We use different estimation strategies according to the nature of each outcome. We use linear regression to estimate the effect of the order of birth on the highest grade attained and on the cognitive skills, that are measured through a test score. An ordered probit model is used to analyse the effect on highest education level attained by the individuals, while hazard models are used to study birth order effects on age at school dropout, age at entry on the labor market and age at marriage. All models are described below.

We estimate the birth order effects, β_n , using linear regressions absorbing sibship size fixed effects for cognitive skills and the highest grade attained in school. Formally, we estimate the following between family model with sibship size fixed effects for individual i in sibship j :

$$Y_{ij} = \alpha + \sum_{n=1}^5 \beta_n \mathbf{Birth_order}_{ij} + \kappa' \mathbf{X}_{ij} + \lambda' \mathbf{S}_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (1.1)$$

24. Black et al. (2018) propose a third way to estimate the effect of birth order : family type fixed effect models. Black et al. (2018) assume that same size families with children born on the exact same year are sufficiently similar to be used as fixed-effects. They actually show that their results are comparable when using within-family or family-type fixed-effect specifications. We tried to use family-type fixed-effects model as well but it was still too data demanding given the size of our sample and the common large sibship sizes in Madagascar. Results are available from the authors upon request.

where Y_{ij} is the outcome of individual i in sibship j . The vector $\mathbf{Birth_order}_{ij}$ denotes the birth order of individual i thanks to 5 birth order dummies, with the omitted category being firstborn child. Thus, coefficients on the birth-order dummies are interpreted relative to the firstborn child.

\mathbf{X}_{ij} is a vector of individual's background variables, including gender, age, ethnicity, mother's age, mother's age at first birth, parent's activity (wage worker, own account worker, family worker or housewife), parent's education (no education, primary completed or college completed), place of residence (urban or rural), household's wealth in 2004 measured by an index built from housing conditions and belongings, total surface harvested by the household in 2004 and an index measuring household's proximity to infrastructures (health centers, banks, post offices, schools, transportation, food markets, electricity and water). As age difference between siblings can interfere with the effect of birth order (Moshoeshoe, 2019), we add a measure of the average age difference among sibship j in our control variables. Sibship size fixed effects are added as a vector of dummies indicating size of sibship j for individual i : S_{ij} . Sibship size is one of the most important control as it addresses the fact that later-born children belong to larger sibships (Table 1.5) and that sibship size might affect our outcomes of interest (Eirnæs and Pörtner, 2004; Black et al., 2005; Booth and Kee, 2009; De Haan, 2010; Lafortune and Lee, 2014).²⁵ ϵ_{ij} indicates the stochastic component. When we are interested in observing gender heterogeneity in the effect of birth order on Y_{ij} , we add an interaction term between birth order and a dummy equal to 1 when the cohort member is a female. When we explore the heterogeneities with respect to wealth, we interact birth order with a dummy indicating whether the household is poor or not.

The variable measuring highest education level is defined as a series of ordered discrete choices. It takes values from 0 (when the individual has never been to school) up to 7 (when she has some college education). Therefore, to estimate the birth order effects, β_n , on the highest completed level of individual i , we rely on an ordered probit model, as it is common in the economics literature

25. Average age difference among sibship and sibship size vary with the birth order measure we are using (i.e. biological or social birth order)

after the seminal article of [Lillard and King \(1984\)](#). More specifically, we model individual i from sibship j who has attained c levels of schooling; that is, $L_{ij} = c$, if $\mu_c < L_{ij}^* < \mu_{c+1}$, where L_{ij}^* is the latent continuous variable that generates the observed L_{ij} and μ_c and μ_{c+1} are the cutoff points to be estimated. The latent variable L_{ij}^* is described as follows :

$$L_{ij}^* = \alpha + \sum_{n=1}^5 \beta_n^L \mathbf{Birth_order}_{ij} + \kappa^{L'} \mathbf{X}_{ij} + \lambda^{L'} \mathbf{S}_{ij} + \epsilon_{ij}^L \quad (1.2)$$

where vectors $\mathbf{Birth_order}_{ij}$, \mathbf{X}_{ij} and \mathbf{S}_{ij} are the same as in equation (1).

Our data allow us to use a within-family model to estimate the effects of birth order on the highest level of education. In this case, household- and community-level covariates are no longer necessary. We only control for age and gender of individual i and add a sibship j fixed effect.

When we estimate the ordered probit model within families, we might incur in the incidental parameters problem that might occur when using fixed effects in a non-linear model. We would prefer using a linear probability model, but we only have information on the highest education level attained by all siblings of cohort members, not on their highest grade. In order to run a linear model using the information on the highest education level, we calculated, for each school level, the mean grade attained by cohort members. Then, we constructed a new variable to measure school attainment, called 'average grade for level', whose values are the average grades attained for each education level. For instance, individuals whose highest level is 'primary school not completed' left school after third grade on average. The variable 'average grade for level' thus takes value 3 in this case while the highest level variable is coded 1. This variable is built both for cohort members and for their siblings and allows us to use a linear model to analyse the effect of the order of birth on school attainment even for individuals for which we do not have information on their highest grade completed. We run a linear regression on this variable and we compare

the results with the ones obtained with the ordered probit on the actual highest level of education. This allows us to measure how biased are our results when using fixed effects in a non-linear model.

Among cohort members, 18.19% are still in school, 15.87% have never worked and 66.03% are still single. We do not know how old they will be when they will leave school, have their first job or get married. As our data are right-censored, we cannot rely on linear regressions when estimating the effect of birth order on age at school dropout, age at marriage and age at first work. Therefore, we use time-to-event analysis to estimate the effect of birth order on the hazard functions of school dropout, marriage and first work. Hazard functions give the probability that an event occurs at age t , given that the individual has never been subject to the event up to age t .

We rely on an extended Cox-proportional hazards model allowing for time-dependent variables to estimate the effect of birth order on the hazard functions of school dropout, marriage and first work. Formally, we estimate the following model for individual i in sibship j :

$$h_{ij}(t, \mathbf{W}_{ij}, \mathbf{Z}_{ij}(t), \mathbf{S}_{ij}) = h_0(t) \exp[\boldsymbol{\kappa}' \mathbf{W}_{ij} + \boldsymbol{\gamma}' \mathbf{Z}_{ij} + \delta' \ln(t) * \mathbf{Z}_{ij} + \boldsymbol{\lambda}' \mathbf{S}_{ij}] \quad (1.3)$$

where $h_{ij}(t, \mathbf{W}_{ij}, \mathbf{Z}_{ij}(t), \mathbf{S}_{ij})$ is the hazard function of school dropout, marriage or first work for individual i in sibship j . $h_0(t)$ is the baseline hazard function.

In our sample, cohort members start to be at risk to drop out from school at age 6. The minimum age at first work is 5. None of cohort members has started to work outside the family firm before age 6 or get married before 14.

Proportional hazard models assume that the hazard for one individual is proportional to the hazard for any other individual and that the proportionality constant is independent of time. Therefore, we know that a covariate violates the proportionality assumption when its interaction with a function of time gives coefficients significantly different from zero. For instance, our birth order variable violates the proportionality assumption because below a given age, first and later borns have the same probability (almost null) to dropout from school, to be married or to work (outside the family firm).

Covariates from equation 1.1 are thus divided in two vectors, W_{ij} and Z_{ij} , such as $X_{ij} = (W'_{ij}, Z'_{ij})'$. Z_{ij} is a vector of covariates that violate the proportionality assumption (including birth order). Therefore, we extend the Cox-proportional hazards model by adding $\ln(t) * Z_{ij}$ which is a vector of time-dependent variables (i.e. covariates that violate the proportionality assumption interacted with $\ln(t)$).²⁶ In the model where we estimate the effect of birth order on age at school dropout Z_{ij} includes mother's age, mother's age at first birth, father's activity and education and mother's activity. In the model where we estimate the effect of birth order on age at first work outside the family firm, Z_{ij} includes parents' education, mother's activity, household's wealth and place of residence. When we estimate the effect of birth order on age at marriage, only birth order is included as a time-dependent variable. Covariates in vector Z_{ij} change according to the outcome since they can violate the proportionality assumption for one outcome but not for the others. For instance, in rural areas, children are always more at risk to drop out from school than in urban areas. Therefore, we do not need to add place of residence in our time-dependent variables when we estimate the hazard function of dropping out of school. On the other hand, individuals who live in rural areas are more at risk to work outside the family firm than those who live in urban areas until 20. After 20, if they have not yet started to work outside the family firm, urban cohort members are more at risk to enter the labor market than rural ones. Thus, place of residence violates the proportionality assumption for first work outside the family firm. We need to add it in our time-dependent variables.

Our data also allow us to use a within-family model to estimate the effects of birth order on age at marriage. When using a within-family model, we only control for age and gender of individual i and add a sibship j fixed effect. Similarly to all our extended Cox-proportional hazard models we add birth order of individuals i as a time-dependent variable.

26. We use $\ln(t)$ because this is the most common function of time used in time-dependent covariates but any function of time could be used ([UCLA: Statistical Consulting Group](#)). Our results are robust to the use of t instead of $\ln(t)$.

1.5 Results

1.5.1 Main results

Our main results illustrate that, in the case of Madagascar, firstborns transit earlier into adulthood.

More specifically, first and second borns leave school at a younger age than their 3rd and later born siblings. After 14, fifth borns are always less at risk to drop out from school than firstborns while third and fourth borns become less at risk to drop out from school as compared to a firstborn after age 16 (Figure 1.1a). By staying longer in school, 4th and later borns attain more grades and complete higher education level (Table 1.2, Columns 1 to 4). Figure 1.1b indicates that firstborns are less likely to complete lower secondary school and attain lower level of education than later borns. As better cognitive skills can help children to reach higher grades, we add a measure of cognition from the 2004 wave survey to our control variables (Table 1.2, Column 2). Despite a large amount of missing values, the positive effect of birth order on school attainment remains valid when we control for cognitive skills.²⁷ The positive effect of birth order on school attainment is consistent with what has been previously found in other developing countries as the Philippines (Eirnaes and Pörtner, 2004), Brazil (Emerson and Souza, 2008), Ecuador (De Haan et al., 2014) and Indonesia (Botzet et al., 2020).

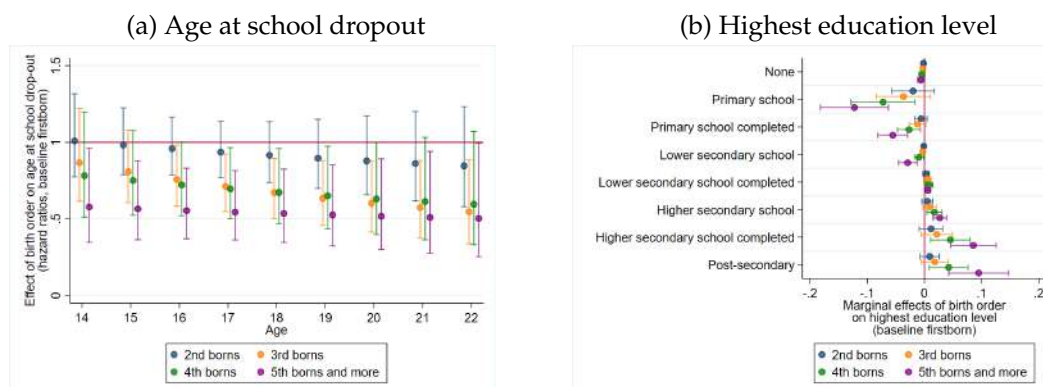
We do not find any effect of birth order on cohort members' cognitive skills at age 14 (Table 1.2, Column 9) but 4th and later borns have higher cognitive skills than their oldest sibling when around 22 years old (Table 1.2, Column 5). This result might seem to be at odds with the one found by Calimeris and Peters (2017) which state that birth-order effects on cognition may diminish as children get older. However, columns 6 & 8 indicate that even at age 22, birth order's effect on cognitive skills is channeled by its positive effect on school

27. In column 2, the coefficient for fourth borns is not significantly different from zero but not far as p-value is 0.156. This is due to the fact that only 78 fourth born cohort members took cognition test in 2004 (Table 1.1).

attainment : when we control for school attainment, the effect of birth order is no more significant. As we do not find any direct effect of birth order on cognition, our results suggest that birth order does not influence the amount and quality of parental resources received in early childhood in Madagascar. This result is in contrast with what is found by [De Haan et al. \(2014\)](#) for Ecuador, and by [Monfardini and See \(2016\)](#) and [Lehmann et al. \(2018\)](#) for developed countries. We speculate that in the Malagasy context, the quality time parents spend with children is relatively less important because children may develop their cognitive (and non-cognitive) skills through the interactions with the members of the extended family, that are especially important in developing countries ([Cox and Fafchamps, 2007](#)).²⁸

28. This would also explain the lack of significant results on the effects of birth order on non-cognitive skills, that we present in Appendix [A3](#).

FIGURE 1.1 – Birth order and schooling



Notes : Figure 1.1a represents, for each birth order, the relative risk at age t to dropout from school, as compared to a firstborn. Hazard ratios are calculated using an extended Cox-proportional hazard model on 1,061 cohort members (we were not able to calculate age at school dropout for 46 individuals). Figure 1.1b illustrates the marginal effects of birth order on the probability to declare each education level as the highest level of education attained. Marginal effects are calculated after estimating an ordered probit model on 1,107 cohort members.

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

No differences according to the order of birth are observed for the age at first work (Figure 1.2a). However, concerning first work outside the family firm, firstborns are those who start the youngest. Before 20, all siblings have lower risk to work outside the family firm than firstborns. Latest borns are the ones who work outside the family firm the oldest (Figure 1.2b). Our results seem to reflect the liquidity effect described by [Tenikue and Verheyden \(2010\)](#). Due to liquidity constraints, firstborns are sent to work outside the family firm at younger ages than their later born siblings to provide an extra income to the household. As second borns leave school at the same age than firstborns (Figure 1.1a), but they are not at higher risk of working outside the family firm than their younger siblings, they probably take charge of domestic work or are employed in the family firm. We speculate that, keeping the second child at home to perform domestic work can allow parents to look for alternative income generating activities outside the household. Extra income can then be invested in the education of later borns.²⁹

29. Unfortunately, our data do not allow us to test whether second borns actually take charge of more domestic work after 20.

TABLE 1.2 – Effect of birth order on schooling outcomes

	Highest grade		Average grade for level	Highest level	Cognitive skills in 2012			Cognitive skills in 2004	
	Linear model (1)	Linear model (2)	Linear model (3)	Ordered probit (4)	Linear model (5)	Linear model (6)	Linear model (7)	Linear model (8)	Linear model (9)
Ref. firstborn									
2nd child	0.174 (0.284)	0.277 (0.327)	0.230 (0.291)	0.096 (0.107)	0.003 (0.079)	-0.029 (0.059)	-0.033 (0.099)	-0.058 (0.077)	-0.102 (0.106)
3rd child	0.424 (0.374)	0.833* (0.441)	0.511 (0.383)	0.181 (0.141)	0.073 (0.104)	-0.006 (0.078)	0.150 (0.133)	0.035 (0.105)	-0.055 (0.143)
4th child	0.957** (0.478)	0.823 (0.580)	1.117** (0.489)	0.377** (0.180)	0.327** (0.133)	0.149 (0.100)	0.315* (0.176)	0.168 (0.137)	-0.115 (0.188)
5th child or more	1.844*** (0.588)	1.840*** (0.704)	2.038*** (0.602)	0.719*** (0.222)	0.405** (0.164)	0.062 (0.123)	0.449** (0.213)	0.119 (0.167)	0.054 (0.228)
Cognitive skills in 2004		1.508*** (0.123)					0.330*** (0.037)	0.057* (0.032)	
School attainment						0.186*** (0.006)		0.181*** (0.009)	
Within-R2	0.37	0.49	0.38	0.13	0.37	0.66	0.65	0.65	0.29
Observations	1,107	672	1,107	1,107	1,107	1,107	672	672	672

Notes : This table reports the effects of birth order on school attainment and cognitive skills. The dependent variables are (1) & (2) highest completed grade, (3) average grade attained for each level of education, (4) highest attained level of education, (5) to (8) cognitive skills measured in 2012 and (9) cognitive skills measured in 2004. We have 435 missing values for 2004 cognitive skills leading us to estimate the effect of birth order on this outcome on a 672 cohort members sample. The effects of birth order on highest grade, average grade for level and cognitive skills are estimated using a linear model absorbing sibship size fixed effects. The effects of birth order on the highest level of education attained are estimated using an ordered probit model with sibship size fixed effects added as dummy variables. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

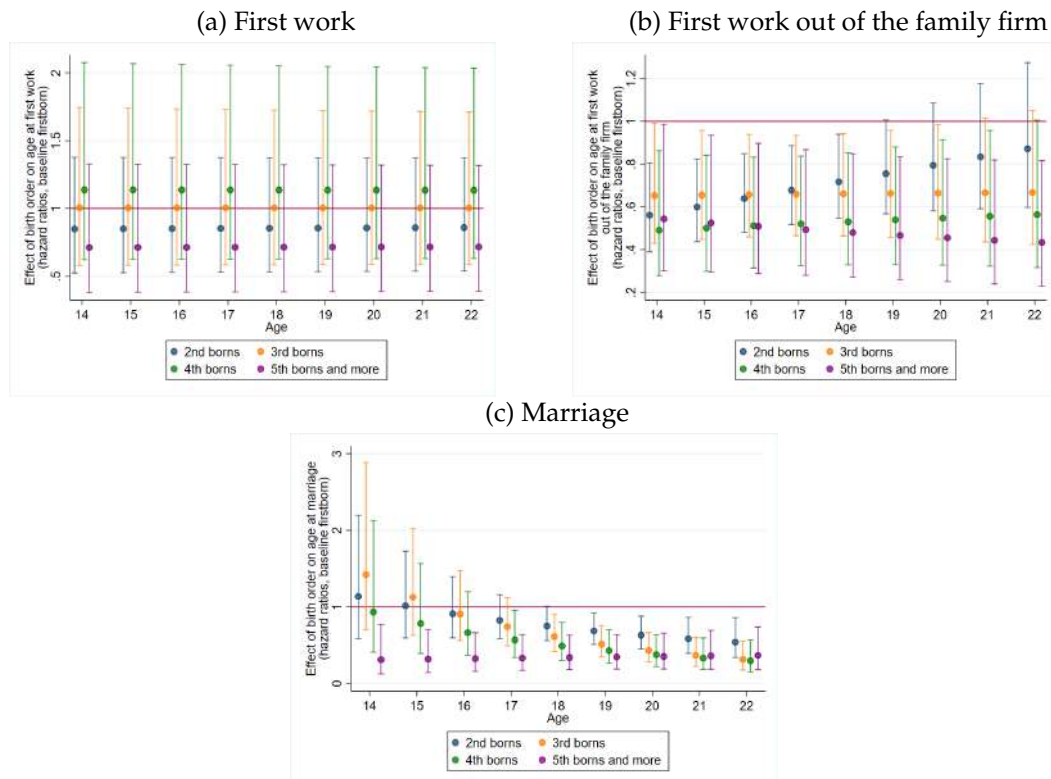
Finally, firstborns are also the ones who get married the youngest (Figure 1.2c). We indeed observe that youngest siblings are at lower risk of marriage when compared with firstborns. Average age at marriage is 18.5 in the country and the risk of marriage is very low before 17. If not married before, 2nd or later born become less at risk to marry as compared to firstborn after age 17/18. Marrying a child can loosen budget constraints if the household receive a payment from the spouse family and/or if the child leaves the household after marriage.³⁰ Household could thus benefit of an extra income thanks to the marriage of the firstborn, and invest it in the later borns' schooling.

If we put all the previous results together, we thus see that first and second borns dropout from school relatively early as compared to their later born

30. In the Malagasy context, the bride generally moves to her husband kin. The amount of bride price are rather symbolic. Marrying a daughter can therefore loosen the households' budget constraint by having one less mouth to feed.

siblings. Firstborns get married and/or work outside the family firm, while second borns probably take charge of domestic work. The extra income provided by first (and second borns) is then invested into third and later borns siblings' education.

FIGURE 1.2 – Age at first work and age at marriage



Notes : Figures 1.2a, 1.2b & 1.2c represent, for each birth order, the relative risk at age t to start working inside or outside the family firm or to get married, as compared to a firstborn. Hazard ratios are calculated using an extended Cox-proportional hazard model on 1,084 cohort members for age at first work (we were not able to calculate age at first work for 23 individuals) and 1,107 cohort members for age at marriage. Age at first work outside the family firm is calculated only for cohort members who have a family firm i.e. if at least one parent were own account worker or a family worker. The hazard function for age at first work outside the family firm is estimated on a 849 cohort members sample.

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

1.5.2 Gender heterogeneities

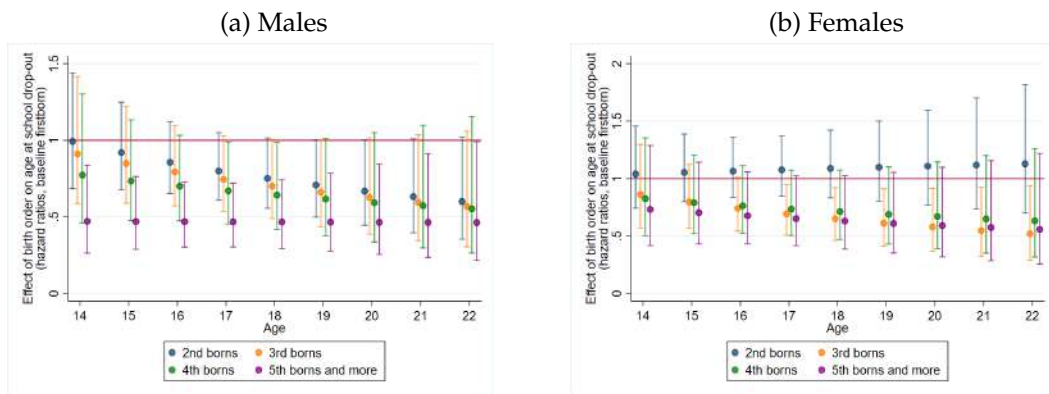
In this section, we explore gender heterogeneities with respect to the results presented in the previous section. We thus include an interaction between a dummy that is equal to one if the cohort member is a female and birth order in all our models. Concerning education outcomes, no important gender heterogeneities emerge. Figures 1.3a and 1.3b show very similar results to those illustrated in Figure 1.1a, confirming that both girls and boys are less at risk of dropout from school after 16 when they are third and later born. However, results for females are less significant, and we cannot exclude a null effect except for 3th borns. Also, we can observe that, when the second born is a male, he stays longer in school than a firstborn like his younger siblings.

The very similar results across gender on schooling related outcomes are confirmed by Table 1.3. The interaction between 'female' and birth order is seldom significant, even if negative most of the time, indicating that later borns advantages in terms of school attainment could be lower for females. This result is in line with those of [Eirnaes and Pörtner \(2004\)](#) and [Schwefer \(2018\)](#).

Gender differences do not emerge with respect to the age at entry in the labor market : all younger siblings are less at risk to work outside the family firm at any age. But, again, some of the results are imprecisely estimated and we cannot exclude that third born males and fifth born females do not differ from firstborn with respect to this specific outcome (Figure 1.4a & 1.4b).

Important gender heterogeneities exist with respect to the age at marriage. Birth order does not influence much age at first marriage for males, while firstborn females marry at a younger age than later born females (Figure 1.4c & 1.4d). There are at least a couple of reasons that might explain that. First, as brides generally move in their husband's family after marriage, marrying a daughter can be more profitable than marrying a son. Second, since women's wages are lower in the country, by marrying a daughter the family loses less in terms of on-farm labor productivity. Finally, as firstborn girls drop out from school earlier, they are available for marriage at a younger age.

FIGURE 1.3 – Birth order, gender and schooling



Notes : Figures 1.3a & 1.3b represent, for each birth order, the relative risk at age t to dropout from school, as compared to a same-gender firstborn, for males and females respectively. Hazard ratios calculated using an extended Cox-proportional hazard model on 1,061 cohort members (we were not able to calculate age at school dropout for 46 individuals).

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

TABLE 1.3 – Gender and effect of birth order on schooling outcomes

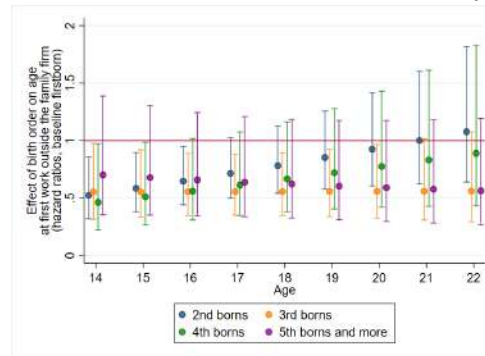
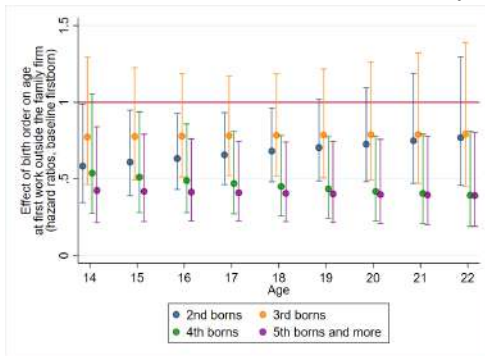
	Highest grade		Average grade for level	Highest level	Cognitive skills in 2012				Cognitive skills in 2004
	Linear model (1)	Linear model (2)	Linear model (3)	Ordered probit (4)	Linear model (5)	Linear model (6)	Linear model (7)	Linear model (8)	Linear model (9)
Ref. firstborn									
2nd child	0.567 (0.390)	0.600 (0.454)	0.529 (0.399)	0.211 (0.147)	0.041 (0.109)	-0.064 (0.082)	-0.025 (0.135)	-0.134 (0.107)	0.044 (0.147)
3rd child	0.452 (0.476)	1.055* (0.561)	0.422 (0.487)	0.146 (0.179)	0.003 (0.133)	-0.080 (0.099)	0.072 (0.167)	-0.119 (0.133)	-0.071 (0.182)
4th child	1.147** (0.571)	0.845 (0.684)	1.211** (0.585)	0.404* (0.215)	0.277* (0.159)	0.064 (0.120)	0.263 (0.204)	0.110 (0.162)	0.087 (0.221)
5th child or more	2.240*** (0.627)	2.210*** (0.753)	2.406*** (0.642)	0.863*** (0.237)	0.473*** (0.175)	0.058 (0.132)	0.472** (0.224)	0.070 (0.179)	0.091 (0.244)
2nd child * female	-0.757 (0.489)	-0.574 (0.560)	-0.591 (0.501)	-0.228 (0.185)	-0.081 (0.137)	0.059 (0.102)	0.020 (0.167)	0.124 (0.132)	-0.271 (0.181)
3rd child * female	-0.123 (0.525)	-0.439 (0.605)	0.074 (0.537)	0.030 (0.197)	0.101 (0.147)	0.124 (0.110)	0.190 (0.180)	0.270* (0.143)	0.016 (0.196)
4th child * female	-0.450 (0.577)	-0.072 (0.687)	-0.294 (0.591)	-0.097 (0.217)	0.058 (0.161)	0.142 (0.121)	0.076 (0.205)	0.089 (0.162)	-0.404* (0.222)
5th child or more * female	-0.929* (0.505)	-0.813 (0.580)	-0.911* (0.517)	-0.356* (0.190)	-0.190 (0.141)	-0.018 (0.106)	-0.071 (0.173)	0.076 (0.137)	-0.101 (0.188)
Cognitive skills in 2004		1.505*** (0.124)					0.330*** (0.037)	0.056* (0.032)	
School attainment						0.185*** (0.006)		0.182*** (0.009)	
Within-R2	0.37	0.49	0.38	0.13	0.37	0.66	0.66	0.66	0.29
Observations	1,107	672	1,107	1,107	1,107	1,107	672	672	672

This table reports the effects of birth order interacted with gender on school attainment and cognitive skills. The dependent variables are (1) & (2) highest completed grade, (3) average grade attained for each level of education, (4) highest attained level of education, (5) to (8) cognitive skills measured in 2012 and (9) cognitive skills measured in 2004. We have 435 missing values for 2004 cognitive skills leading us to estimate the effect of birth order on this outcome on a 672 cohort members sample. The effects of birth order on highest grade, average grade for level and cognitive skills are estimated using a linear model absorbing sibship size fixed effects. The effects of birth order on the highest level of education attained are estimated using an ordered probit model with sibship size fixed effects added as dummy variables. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

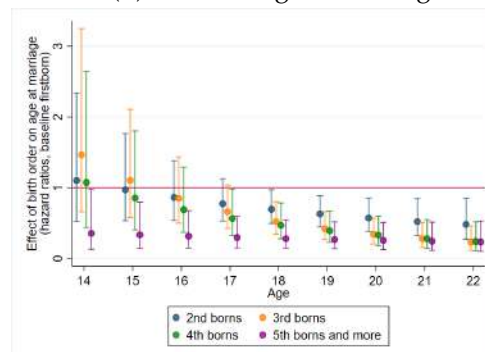
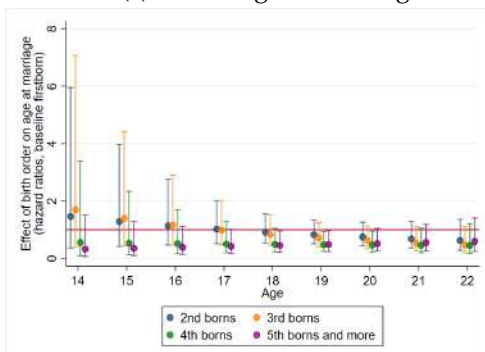
FIGURE 1.4 – Gender, age at first work outside the family firm and age at marriage

(a) Males' first work outside the family firm (b) Females' first work outside the family firm



(c) Males' age at marriage

(d) Females' age at marriage



Notes : Figures 1.4a, 1.4b, 1.4c & 1.4d represent, for each birth order, the relative risk at age t to start working outside the family firm or to get married, as compared to a same-gender firstborn. Hazard ratios calculated using an extended Cox-proportional hazard model on 1,107 cohort members for age at marriage. Age at first work outside the family firm is calculated only for cohort members who have a family firm i.e. if at least one parent were own account worker or a family worker. The hazard function for age at first work outside the family firm is estimated on a 849 cohort members sample.

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

1.5.3 Household's wealth heterogeneities

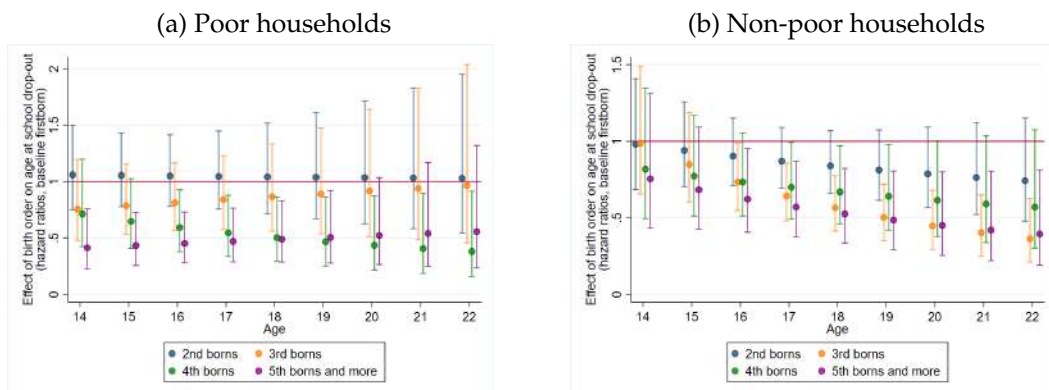
Some studies have shown that the effects of birth order on schooling or working outcomes were mainly driven by household's wealth (Gibson and Sear, 2010; Tenikue and Verheyden, 2010; De Haan et al., 2014; Lafortune and Lee, 2014). We analyse wealth heterogeneities by adding to our models an interaction between a dummy variable equal to one if the cohort member belonged to a poor household when aged 14 (in 2004) and birth order.

Concerning education and learning outcomes, results for non-poor households are similar to our main results. Conversely, in poor households, only fourth and later borns stay at school longer than firstborns : tighter budget constraints are likely to conduct households to withdraw the three firstborn children from school earlier than later borns (Figure 1.5a). Latest borns (fifth or more) reach the highest level of education and they perform better in terms of cognitive skills both in 2004 and in 2012, even controlling for school attainment. All in all, our results indicate that being the fifth (or more) is a real advantage in poor households (Table 1.4). This result is in line with Lafortune and Lee (2014) who state that in liquidity-constrained households, children can benefit from having more older siblings to support their education. The fact that firstborn's disadvantage is larger in poorer households is corollary to their stronger advantage in wealthier households, either in developed or developing countries (Black et al., 2005; Booth and Kee, 2009; Tenikue and Verheyden, 2010; Lafortune and Lee, 2014).

In non-poor households, firstborns are still at higher risk to entry in the labor market earlier than later borns, while it does not seem the case for poor households, for which we are not able to indicate a clear trend (Figure 1.6c). Coefficients are negative for all siblings at any ages and lower for 4th and latest borns, but they are very imprecisely estimated, probably because there are a few observations per birth order in poor households.

Finally, in both poor and non-poor households, firstborns are still the ones who marry the youngest (Figure 1.6a).

FIGURE 1.5 – Household’s poverty in 2004 and age at school dropout



Notes : Figures 1.5a (1.5b) represents, for each birth order, the relative risk at age t to dropout from school, as compared to a poor (non-poor) firstborn, for poor (non-poor) cohort members. Hazard ratios calculated using an extended Cox-proportional hazard model on 1,061 cohort members (we were not able to calculate age at school dropout for 46 individuals).

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

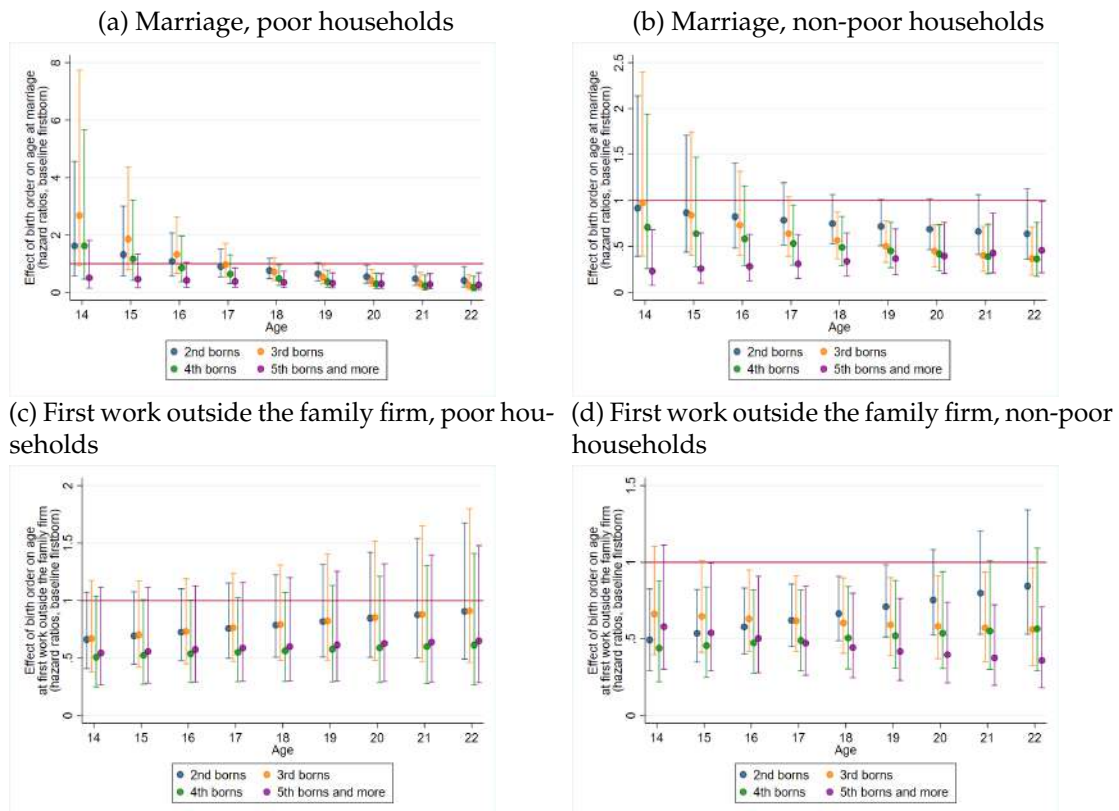
TABLE 1.4 – Household's poverty in 2004 and schooling outcomes

	Highest grade		Average grade for level	Highest level	Cognitive skills in 2012			Cognitive skills in 2004	
	Linear model (1)	Linear model (2)	Linear model (3)	Ordered probit (4)	Linear model (5)	Linear model (6)	Linear model (7)	Linear model (8)	Linear model (10)
Ref. firstborn									
2nd child	0.341 (0.331)	0.464 (0.381)	0.335 (0.339)	0.145 (0.123)	0.021 (0.092)	-0.053 (0.068)	-0.002 (0.113)	-0.085 (0.089)	-0.075 (0.122)
3rd child	0.515 (0.412)	0.879* (0.489)	0.637 (0.422)	0.240 (0.153)	0.094 (0.115)	-0.006 (0.085)	0.216 (0.145)	0.057 (0.115)	-0.069 (0.156)
4th child	0.847* (0.509)	0.852 (0.615)	1.026** (0.522)	0.367* (0.189)	0.309** (0.142)	0.142 (0.105)	0.321* (0.182)	0.167 (0.144)	-0.101 (0.197)
5th child or more	1.713*** (0.608)	1.694** (0.723)	1.850*** (0.624)	0.659*** (0.227)	0.344** (0.169)	0.008 (0.126)	0.390* (0.214)	0.084 (0.170)	-0.022 (0.231)
2nd child * poor household	-0.393 (0.527)	-0.461 (0.590)	-0.215 (0.543)	-0.111 (0.199)	-0.011 (0.147)	0.086 (0.109)	0.052 (0.175)	0.135 (0.138)	0.010 (0.187)
3rd child * poor household	0.227 (0.575)	0.240 (0.643)	0.072 (0.588)	-0.008 (0.214)	0.073 (0.160)	0.029 (0.119)	0.041 (0.190)	-0.002 (0.151)	0.199 (0.206)
4th child * poor household	1.356** (0.650)	0.903 (0.768)	1.191* (0.665)	0.384 (0.243)	0.321* (0.181)	0.075 (0.134)	0.265 (0.227)	0.102 (0.180)	0.232 (0.246)
5th child or more * poor household	1.462*** (0.556)	1.113* (0.647)	1.503*** (0.570)	0.526** (0.206)	0.508*** (0.155)	0.242** (0.115)	0.465** (0.191)	0.263* (0.152)	0.486** (0.206)
Cognitive skills in 2004		1.509*** (0.125)					0.329*** (0.037)	0.056* (0.032)	
School attainment						0.186*** (0.006)		0.181*** (0.009)	
Within-R2	0.35	0.48	0.36	0.12	0.36	0.66	0.66	0.66	0.30
Observations	1,107	672	1,107	1,107	1,107	1,107	672	672	672

This table reports the effects of birth order interacted with household's wealth on school attainment and cognitive skills. The dependent variables are (1) & (2) highest completed grade, (3) average grade attained for each level of education, (4) highest attained level of education, (5) to (8) cognitive skills measured in 2012 and (9) cognitive skills measured in 2004. We have 435 missing values for 2004 cognitive skills leading us to estimate the effect of birth order on this outcome on a 672 cohort members sample. The effects of birth order on highest grade, average grade for level and cognitive skills are estimated using a linear model absorbing sibship size fixed effects. The effects of birth order on the highest level of education attained are estimated using an ordered probit model with sibship size fixed effects added as dummy variables. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from the 2004 Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance and the 2012 Madagascar Young Adult Transitions Survey.

FIGURE 1.6 – Household’s poverty in 2004 and age at marriage and first work outside family firm



Notes : Figures 1.6c (1.6d) & 1.6a (1.6b) represent, for each birth order, the relative risk at age t to start working outside the family firm or to get married, as compared to a poor (non-poor) firstborn. Hazard ratios calculated using an extended Cox-proportional hazard model on 1,107 cohort members for age at marriage. Age at first work outside the family firm is calculated only for cohort members who have a family firm i.e. if at least one parent were own account worker or a family worker. The hazard function for age at first work outside the family firm is estimated on a 849 cohort members sample.

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance and the 2012 Madagascar Young Adult Transitions Survey.

1.6 Robustness checks

1.6.1 Social birth order

In the previous sections we used as a measure of birth order, the biological birth order based on the 2004 wave survey. This wave of the survey also allows us to know if cohort members lived with other children than their siblings when aged 14. This information allows us to construct a measure of social birth order, that we name 'age rank'. The idea is to consider in the social birth order all the children who grow up with the cohort members. Among siblings, we thus include only those who did not leave the household before the cohort member was born and those who are less than fifteen years apart from her. We add fostered children who belonged to the household before the cohort member was ten and who were not the spouse of another household's member. Relying on social birth order rather than biological one allows us to better take into account residential rivalry for resources between co-resident children ([Akresh and Edmonds, 2011](#)). According to [Akresh and Edmonds \(2011\)](#), in Burkina Faso, the presence of fostered children eliminates the rivalry between siblings as households rely on fostered children rather than on their biological ones to perform domestic or family firm work.

Using social birth order instead of biological birth order also allows to take into account peer effects among co-resident children. [Schwefer \(2018\)](#) showed that biological birth order effects on educational achievement were lower for children living in care households from the *SOS Children's Villages* NGO thanks to greater tutoring opportunities between adopted and biological children within care households.

Our results on social birth order are quite similar to our main results. The two oldest children leave school relatively early as compared to third and youngest children (Figure [A1a](#)). Then fourth and youngest children can reach higher grades, which provides them with better cognitive skills (Table [A4](#)). Oldest children still work the youngest outside the family firm (Figure [A1b](#)). We can

notice that in line with [Akresh and Edmonds \(2011\)](#) and [Schwefer \(2018\)](#), we generally find smaller coefficients associated with social age rank than when we used biological birth order.

The major difference between the results with biological birth order and the ones using social birth order concerns age at marriage. While second borns marry later than firstborns when considering biological birth order, second oldest children have the same risk to be married than oldest children when social birth order is used (Figure [A1c](#)). Among cohort members who are the oldest among their biological siblings, 7.99% become the second oldest child using social age rank (Table [1.5](#)), meaning that they have grown up with an oldest fostered child. It is probably because of them that we find that the second in age rank marries at the same age as the first. Our results indicate that biological and non-biological children do not compete for marriage. Biological parents of fostered children are probably still responsible of their marriage outcomes even though they do not live together. Therefore, there is competition on the marriage market only between biological siblings. As discussed by [Vogl \(2013\)](#), parents might prefer to marry their biological children in order of birth to minimize this competition and to avoid sending bad signal about the elder sibling's value on the marriage market.

TABLE 1.5 – Social and biological birth order

	Social birth order					Total
	Oldest child	Second child	Third child	Fourth child	Fifth child or more	
Average age gap among children	3,34	3,56	3,38	3,17	2,68	3,21
Number of children in the household	4,11	4,85	5,64	6,77	8,22	5,85
Birth order measured with the 2004 wave survey						
First born	87,50	7,99	1,39	1,74	1,39	100
Second born	2,41	86,35	6,83	2,81	1,61	100
Third born	1,52	3,55	85,79	7,61	1,52	100
Fourth born	0,00	1,39	7,64	81,25	9,72	100
Fifth born or more	0,00	0,00	1,31	7,86	90,83	100
Observations	261	247	204	162	233	1,107

Notes : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*. Sample restricted to individuals between 19 and 25 years old.

1.6.2 Within family models

The 2012 wave survey includes a module in which cohort members are asked to name all their siblings living outside the household and to give basic information on them. This module, coupled with the data on brothers and sisters that still co-reside with the cohort members in 2012, allows us to have information on the age, the education level, the marital status (and the age at marriage, if applicable), of all siblings declared in the second wave of the survey by the cohort members.

This allows us to test some of our results - namely the ones on schooling and on age at marriage - using a within family model, that better allows to control for any family characteristic that can simultaneously affect the order of birth and the outcome of interest.³¹

The results of the within family model are reassuring as we still find that later borns reach higher level of education than firstborns (Table 1.6). The only seeming difference is that using within-family models every siblings have higher school attainment than firstborns. Concerning age at marriage, the results from the within family model are in line with our main results : firstborns are the ones who are married the youngest (Figure 1.7d). Between- and within- family models give coherent results even if between-family models underestimate the effects of birth order on schooling.

31. Notice that the birth order we use to run the within family model is only based on 2012 data and partially differs from the one measured in 2004 that we used in the previous sections. The discrepancy is due to at least two different reasons : (i) some cohort members' siblings may have died between 2004 and 2012; (ii) cohort members could have named, in the 2012 siblings' module, some individuals they had grown up with who are not their biological siblings. Differences in the two measures of birth order are indicated in Table A3.

TABLE 1.6 – Effect of birth order on schooling outcomes using between- or within-family models

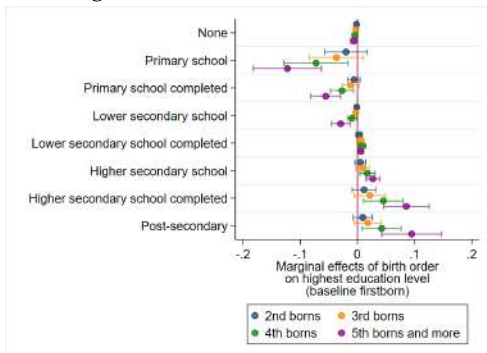
	Average grade for level		Highest level	
	Linear model		Ordered probit	
	Baseline result	Within-family	Baseline result	Within family
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ref. firstborn				
2nd child	0.230 (0.291)	0.670*** (0.146)	0.096 (0.107)	0.342*** (0.066)
3rd child	0.511 (0.383)	0.883*** (0.192)	0.181 (0.141)	0.463*** (0.087)
4th child	1.117** (0.489)	1.010*** (0.246)	0.377** (0.180)	0.527*** (0.112)
5th child or more	2.038*** (0.602)	0.952*** (0.321)	0.719*** (0.222)	0.504*** (0.146)
Within-R2	0.38	0.02	0.13	0.27
Observations	1,107	3,350	1,107	3,350

This table reports the effects of birth order on school attainment. The dependent variables are (1) & (2) average grade attained for each level of education and (3) & (4) highest attained level of education. The effects of birth order on the average grade for level are estimated using a linear model absorbing sibship size fixed effects (Column (1)) or sibship fixed effects (Column (2)). The effects of birth order on the highest level of education attained are estimated using an ordered probit model with sibship size fixed effects (Column (3)) or sibship fixed effects (Column (4)) added as dummy variables. Columns (1) and (3) report results for cohort members only. Column (2) and (4) report results for estimation on all cohort members siblings. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

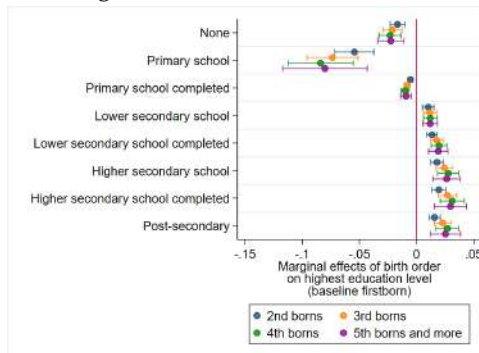
Source : Authors' calculation using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

FIGURE 1.7 – Results comparison : between- vs within-family models

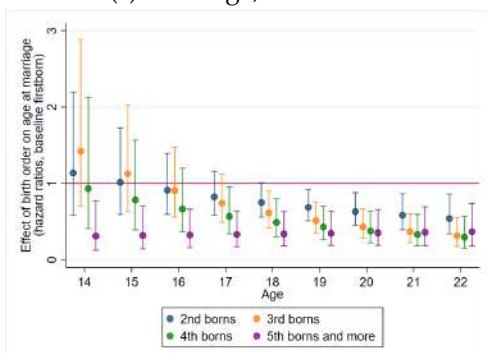
(a) Highest education level, baseline result



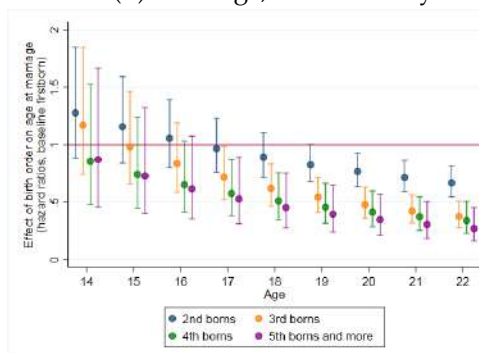
(b) Highest education level, within family



(c) Marriage, baseline result



(d) Marriage, within family



Notes : Figure 1.7a (1.7b) illustrates the marginal effects of birth order on the probability to declare each education level as the highest education level attained using sibship-size fixed effects (sibship fixed effects). Marginal effects are calculated after estimating an ordered probit model. Figure 1.7c & 1.7d represent, for each birth order, the relative risk at age t to get married, as compared to a firstborn. Hazard ratios are calculated using an extended Cox-proportional hazard model with sibship-size fixed effects (Figure 1.7a) or sibship fixed effects (Figure 1.7b) introduced as dummies. Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

1.7 Conclusion

By chance we are born first, second, third or last. The order of birth is purely random. Yet it can be decisive in explaining why we are more or less intelligent, educated, rich, why we have one job or another, why we get married at a certain age. Parents, more or less consciously, invest differently in their children depending on their birth order, and this indirectly influences key outcomes in their adult life. This is especially true in contexts where resources are scarce and the competition between siblings is thus high.

This paper examined the effects of birth order on transition into adulthood in an extremely poor country, Madagascar. We compared first to later born individuals in terms of several key outcomes : school attainment, cognition, age at entry on the labor market and age at marriage. We relied on a panel survey, conducted in 2004 and in 2012, on a cohort of Malagasy people born between 1988 and 1992. The 2012 round of the survey was designed to specifically capture the transition from adolescence to young adulthood.

In 1833, Jane Austen wrote : 'The younger brother must help to pay for the pleasures of the elder' (Mansfield Park). Our results seem to indicate that in Madagascar we could say the opposite : 'The eldest sibling must help to pay for the pleasures of the younger'.

Applying between family models, we indeed found that firstborns transit earlier into adulthood. They leave school and work outside the household at younger ages than their later born siblings, they get less education and thus have lower cognitive abilities. Oldest girls also get married earlier. We do not find any direct effect of birth order on cognitive (and non cognitive) skills. Cognitive development is largely influenced by interaction with parents and siblings in early childbearing; the absence of a direct effect of birth order on cognitive (and non cognitive) skills, suggests that, in our study context, parental quality time and peer interactions do not differ so much according to the order of birth, probably because of the important role of the extended family and kinship network.

We speculate that earlier transitions into adulthood for firstborns provide households with extra resources to invest in later borns schooling. Therefore, we find larger differences between eldest child and fourth and later borns in poor households where liquidity constraints are tight. Our results are in line with (most of) previous evidence from developing countries.

As birth order effects are rather social than biological, we tested the robustness of our results by using a birth order measure based on co-resident children instead of only biological siblings. We found similar results except on age at marriage. Our findings indicate that what matters for marriage is the rank among the biological siblings.

We tested the robustness of our results taking advantage of the availability of data on age at marriage and highest level of education for all cohort members' siblings. Thanks to those complete data, we were able to use a within-family model which is often presented as more reliable than between-family model. Our findings using within-family models are close to the ones using between-family models. Still, when using between-family models, we underestimate the effects of birth order on education and age at marriage.

A third wave of the panel survey has been conducted in 2019/20 but was delayed due to the Covid-19 situation. Once those new data will be released, we could go further by investigating birth order effects on adult outcomes like fertility, situation on the labour market and wealth.

Bibliographie

- Akresh, R. and Edmonds, E. V. (2011). Residential rivalry and constraints on the availability of child labor. Working Paper 17165, National Bureau of Economic Research.
- Alvi, E. and Dendir, S. (2011). Sibling differences in school attendance and child labour in Ethiopia. Oxford development studies, 39(3) :285–313.
- Attanasio, O., Cattan, S., Fitzsimons, E., Meghir, C., and Rubio-Codina, M. (2020). Estimating the production function for human capital : Results from a randomized controlled trial in Colombia. American Economic Review, 110(1) :48–85.
- Barclay, K. J. (2015a). A within-family analysis of birth order and intelligence using population conscription data on Swedish men. Intelligence, 49 :134–143.
- Barclay, K. J. (2015b). Birth order and educational attainment : Evidence from fully adopted sibling groups. Intelligence, 48 :109–122.
- Black, S. E. (2017). New evidence on the impacts of birth order. NBER Reporter, 4 :15–18.
- Black, S. E., Devereux, P. J., and Salvanes, K. G. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children’s education. Quarterly Journal of Economics, 120(2) :669–700.
- Black, S. E., Gronqvist, E., and Ockert, B. (2018). Born to lead? The effect of birth order on noncognitive abilities. Review of Economics and Statistics, 100(2) :274–286.
- Blake, J. (1981). Family size and the quality of children. Demography, 18(4) :421–442.
- Booth, A. L. and Kee, H. J. (2009). Birth order matters : the effect of family size and birth order on educational attainment. Journal of Population Economics, 22(2) :367–397.

- Botzet, L. J., Rohrer, J. M., and Arslan, R. C. (2020). Analysing Effects of Birth Order on Intelligence, Educational Attainment, Big Five, and Risk Aversion in an Indonesian Sample. European Journal of Personality, May.
- Calimeris, L. and Peters, C. (2017). Food for thought : the birth-order effect and resource allocation in Indonesia. Applied Economics, 49(54) :5523–5534.
- Carneiro, P. and Rodrigues, M. (2009). Evaluating the effect of maternal time on child development using the generalized propensity score. Institute for the study of Labor, 12th IZA European Summer school in Labor economics.
- Cox, D. and Fafchamps, M. (2007). Extended family and kinship networks : economic insights and evolutionary directions. Handbook of development economics, 4 :3711–3784.
- Cunha, F. and Heckman, J. J. (2008). Formulating, identifying and estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. Journal of human resources, 43(4) :738–782.
- Cunha, F., Heckman, J. J., and Schennach, S. M. (2010). Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. Econometrica, 78(3) :883–931.
- Dammert, A. C. (2010). Siblings, child labor, and schooling in Nicaragua and Guatemala. Journal of Population Economics, 23(1) :199–224.
- Dayioğlu, M., Kirdar, M. G., and Tansel, A. (2009). Impact of sibship size, birth order and sex composition on school enrolment in urban Turkey. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 71(3) :399–426.
- De Haan, M. (2010). Birth order, family size and educational attainment. Economics of Education Review, 29(4) :576–588.
- De Haan, M., Plug, E., and Rosero, J. (2014). Birth order and human capital development : Evidence from Ecuador. Journal of Human Resources, 49(2) :359–392.
- Edmonds, E. V. (2006). Understanding sibling differences in child labor. Journal of Population Economics, 19(4) :795–821.

- Eirnaes, M. and Pörtner, C. C. (2004). Birth order and the intrahousehold allocation of time and education. Review of Economics and Statistics, 86(4) :1008–1019.
- Emerson, P. M. and Souza, A. P. (2008). Birth Order, Child Labor, and School Attendance in Brazil. World Development, 36(9) :1647–1664.
- Field, E. and Ambrus, A. (2008). Early marriage, age of menarche, and female schooling attainment in Bangladesh. Journal of political Economy, 116(5) :881–930.
- Freije, S. and Lopez-Calva, L. F. (2001). Child labor, school attendance, and poverty in Mexico and Venezuela. El Colegio de Mexico, Centro de Estudios Económicos.
- Garenne, M. (2017). Crises and resilience in Madagascar : relationships with demographic and social dynamics. Hauppauge : Nova science Publishers, pages 245–264.
- Gibson, M. A. and Sear, R. (2010). Does wealth increase parental investment biases in child education? Evidence from two African populations on the cusp of the fertility transition. Current Anthropology, 51(5) :693–701.
- Glick, P., Randrianarisoa, J. C., and Sahn, D. E. (2011). Family background, school characteristics, and children’s cognitive achievement in Madagascar. Education Economics, 19(4) :363–396.
- Haile, G. and Haile, B. (2012). Child labour and child schooling in rural Ethiopia : nature and trade-off. Education Economics, 20(4) :365–385.
- Hedges, S., Lawson, D. W., Todd, J., Urassa, M., and Sear, R. (2019). Sharing the load : How do coresident children influence the allocation of work and schooling in Northwestern Tanzania ? Demography, 56(5) :1931–1956.
- Hsin, A. (2007). Mothers’ time with children and the social reproduction of cognitive skills. WP, California Center for Population Research Working Paper Series.
- INSTAT (2019). Troisième Recensement Général de la Population et de l’Habitation (RGPH-3). Technical report, INSTAT Madagascar.

- INSTAT and UNICEF (2019). Enquête par grappes à indicateurs multiples-MICS Madagascar, 2018, rapport final. Technical report, INSTAT and UNICEF.
- INSTAT and ORC Macro (2005). Enquête Démographique et de Santé, Madagascar 2003–2004 : Rapport de synthèse. Technical report, Calverton, Maryland, USA : INSTAT and ORC Macro.
- Kubot, K., Ramnauth, S., Revilla, J., Santos, C., Austin, M., and Gevers, C. (2015). Madagascar systematic country diagnostic. Technical report, World Bank Group.
- Lafortune, J. and Lee, S. (2014). All for one? Family size and children’s educational distribution under credit constraints. American Economic Review, 104(5) :365–369.
- Lehmann, J. Y. K., Nuevo-Chiquero, A., and Vidal-Fernandez, M. (2018). The early origins of birth order differences in children’s outcomes and parental behavior. Journal of Human Resources, 53(1) :123–156.
- Lillard, L. A. and King, E. M. (1984). Methods for analyzing schooling choice with household survey data. Technical Report N-1963-AID1, The RAND Corporation, Santa Monica CA.
- Marazyan, K. (2015). Resource allocation in extended sibships : An empirical investigation for Senegal. Journal of African Economies, 24(3) :416–452.
- Monfardini, C. and See, S. G. (2016). Birth order and child cognitive outcomes : an exploration of the parental time mechanism. Education Economics, 24(5) :481–495.
- Moshoeshoe, R. (2019). Birth order effects on educational attainment : Evidence from Lesotho. Education Economics, 27(4) :401–424.
- PASEC (2005). La qualité de l’éducation à Madagascar : Quelques pistes de réflexion pour une éducation de qualité pour tous. Technical report, Conférence des ministres de l’Éducation des États et Gouvernements de la Francophonie.
- PASEC (2015). Performances du système éducatif malgache, compétences et facteurs de réussite au primaire. Technical report, Conférence des ministres de l’Éducation des États et Gouvernements de la Francophonie.

- PASEC (2020). Pasec 2019. Qualité des systèmes éducatifs en Afrique Subsaharienne francophone. performance et environnement de l'enseignement-apprentissage au primaire. Technical report, Conférence des ministres de l'Éducation des États et Gouvernements de la Francophonie.
- Pesando, L. M. and Abufhele, A. (2019). Household determinants of teen marriage : Sister effects across four low-and middle-income countries. Studies in family planning, 50(2) :113–136.
- Schwefer, M. (2018). Birth order effects and educational achievement in the developing world. Technical report, Ifo Working Paper.
- Singh, A. and Espinoza Revollo, P. (2016). Teenage marriage, fertility, and well-being : Panel evidence from India. Technical Report 151, Young Lives.
- Singh, R. and Vennam, U. (2016). Factors shaping trajectories to child and early marriage : Evidence from young lives in India. Technical Report 149, Young Lives.
- Stocker, M., Razafimanantsoa Harivelo, F. N., Lalaina, M., Tokle, S. E., Ravelosoa, J. R., Aristide, T. E., Rawlings, Laura B. and Randrianatoandro, Z. A. T., Mamitiana, F. P., Quijada Torres, C., Juquois, M., Pivodic, F., El Ghandour, I., Rajenarison, L. H., Peixoto, T. C., Rakotomalala, O., Andriamihaja, N. A., Gueye, M., Amboaraso, M., and Jarotschkin, A. (2020). Madagascar economic update : Setting a course for recovery. Working Paper 155100, World Bank Group.
- Tenikue, M. and Verheyden, B. (2010). Birth order and schooling : Theory and evidence from twelve Sub-Saharan countries. Journal of African Economies, 19(4) :459–495.
- Vogl, T. S. (2013). Marriage institutions and sibling competition : Evidence from South Asia. The Quarterly journal of economics, 128(3) :1017–1072.
- Wahhaj, Z. (2018). An economic model of early marriage. Journal of Economic Behavior & Organization, 152 :147–176.

Chapitre 2

Le mariage précoce : un vecteur de reproduction scolaire au Maroc ?

Ce chapitre est actuellement en demande de révision majeure pour une soumission à *Mondes en Développement*.

2.1 Introduction

Le cinquième Objectif du Développement Durable est de parvenir à l'égalité entre les sexes. Une de ses composantes, la cible 5.3 vise à éliminer, entre autres, le mariage précoce.

En effet, le mariage précoce est préjudiciable aux enfants, plus spécifiquement aux filles qu'il touche principalement, pour plusieurs raisons. Tout d'abord, il est une violation des droits humains car il enfreint le droit à se marier librement et de façon pleinement consentie¹. Un enfant ne peut donner son plein consentement à une décision pour laquelle il n'est pas encore suffisamment mature. Ensuite, il est souvent associé à un plus faible niveau d'instruction ([Jensen and Thornton, 2003](#); [Field and Ambrus, 2008](#); [Sunder, 2019](#)). Par exemple, [Field and Ambrus \(2008\)](#) trouvent qu'au Bangladesh, retarder d'un an l'âge au mariage des filles augmente la durée de leur scolarisation de 0,22 année et de 5,6% la probabilité qu'elles sachent lire. De même, en Ouganda, [Sunder \(2019\)](#) observe que de retarder d'un an leur mariage permet aux filles de rester scolarisées entre 0,5 et 0,75 année supplémentaire. La probabilité qu'elle sache lire augmente aussi de 10 points de pourcentage.

En plus de son effet délétère sur l'éducation, le mariage précoce a aussi des conséquences négatives sur la santé de la jeune fille. En effet, il conduit fréquemment à des grossesses précoces ([Jensen and Thornton, 2003](#); [Nour, 2006](#); [Chari et al., 2017](#)) qui sont parmi les premières causes de mortalité parmi les filles de 15 à 19 ans à travers le monde ([Organisation Mondiale de la Santé, 2016](#)). Les filles mariées jeunes sont aussi plus susceptibles de contracter le VIH ([Auvert et al., 2001](#); [Clark, 2004](#); [Clark et al., 2006](#); [Nour, 2006](#)). De plus, le mariage précoce est associé à un plus faible pouvoir de décision de la femme une fois mariée. En effet, les femmes mariées précocement ont moins de contrôle sur leur fertilité ([Raj et al., 2009](#); [Sunder, 2019](#)) et sur leurs déplacements ([Jensen and](#)

1. [Déclaration Universelle des Droits de l'Homme, Article 16.2](#)

[Thornton, 2003](#)) notamment. Elles sont aussi moins susceptibles de participer au marché du travail ([Sunder, 2019](#)). En outre, les femmes mariées jeunes sont plus souvent victimes de violences conjugales ([Jensen and Thornton, 2003](#); [Kidman, 2017](#)). Ces violences perdurent même une fois que l'épouse atteint l'âge adulte ([Kidman, 2017](#)). Enfin, d'après [Asadullah and Wahhaj \(2019\)](#), au Bangladesh, plus une femme aura été mariée jeune, plus elle aura tendance à soutenir une allocation des ressources favorisant les garçons au sein des ménages. C'est pourquoi, au-delà de l'effet préjudiciable du mariage précoce sur la mariée, cette pratique pourrait avoir des effets intergénérationnels aussi désastreux.

Pour tester cette hypothèse, nous étudions l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants au Maroc. Nous utilisons les données de l'enquête MHYS (Moroccan Household and Youth Survey) menée par la Banque Mondiale entre décembre 2009 et mars 2010 qui a concerné 2000 ménages représentatifs de la population marocaine. Ces données nous permettent de mesurer l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité que ses enfants soient scolarisés, la dernière classe qu'ils ont complétée, la probabilité qu'ils accusent un retard scolaire et le montant des dépenses éducatives des ménages.

Peu de travaux ont étudié les effets intergénérationnels du mariage précoce de la mère.

La littérature porte principalement sur la santé des enfants dont la mère a été mariée jeune. Par exemple, [Perez-Alvarez and Favara \(2020\)](#) ont trouvé qu'en Inde, les enfants, surtout les filles, né(e)s de mères particulièrement jeunes étaient plus petit(e)s pour leur âge. [Nour \(2006\)](#) trouve aussi que les enfants dont la mère a été mariée avant 18 ans ont plus de risques de mourir avant d'atteindre leur cinquième anniversaire. En Ouganda, [Sunder \(2019\)](#) observe que plus la mère a été mariée tard, plus ses enfants ont un indice de masse corporelle et un niveau d'hémoglobine élevés. Enfin, en Inde, [Chari et al. \(2017\)](#) montre que le mariage précoce de la mère diminue le poids de ses enfants à la naissance et limite leur croissance. Reculer d'un an le mariage de la mère augmente par ailleurs la probabilité que ses enfants aient bénéficié de tous les vaccins recommandés de 4,6%. Ils sont aussi moins à risque de souffrir d'anémie.

Cela s'explique par le fait que les femmes mariées jeunes ont plus de risques de tomber enceinte alors que leur corps n'est pas prêt et à avoir des grossesses rapprochées et nombreuses (Raj et al., 2009; Chari et al., 2017). Les mères mariées jeunes ont aussi moins tendance à être suivies pendant leur grossesse (Field and Ambrus, 2008; Delprato et al., 2017; Sunder, 2019).

L'effet négatif du mariage précoce de la mère sur la santé de ses enfants peut être associé à de maigres performances de ces derniers en termes d'apprentissage. L'effet du mariage précoce de la mère sur les connaissances de ses enfants a principalement été testé en Inde (Sekhri and Debnath, 2014; Chari et al., 2017; Perez-Alvarez and Favara, 2020). Les auteurs trouvent tous qu'un mariage plus tardif de la mère améliore les performances de ses enfants en mathématiques et en lecture. Par exemple, en utilisant les données d'un test administré aux enfants de 8 à 11 ans, Sekhri and Debnath (2014) estiment que retarder l'âge au mariage de la mère d'un an augmente la probabilité que ses enfants soient capables de réaliser les exercices d'arithmétiques et de lecture les plus compliqués de 3,5 points de pourcentage.

Les faibles capacités d'apprentissage des enfants peuvent aller de pair avec un investissement moindre dans leur éducation. Ainsi, Sekhri and Debnath (2014) montrent que les enfants dont la mère a été mariée plus tard ont plus de chances d'être scolarisés en Inde, notamment dans des écoles privées. Parmi les enfants scolarisés, une différence d'un an supplémentaire dans l'âge au mariage de la mère conduit les enfants à passer 50 minutes de plus à l'école par semaine. En Afrique Sub-Saharienne, Delprato et al. (2017) montrent que le mariage précoce de la mère impacte négativement l'accès à la scolarisation de ses enfants. Ils sont plus susceptibles de n'avoir jamais été scolarisés ou d'être entrés à l'école après l'âge minimum requis. Ils ont aussi moins de chances de compléter l'école primaire. L'effet est plus important pour les filles. Par exemple, le mariage précoce de la mère fait perdre 0,07 année d'éducation de plus aux filles qu'aux garçons. Delprato et al. (2017) trouvent aussi que l'effet négatif du mariage précoce de la mère sur l'éducation de ses enfants a diminué entre les deux vagues des enquêtes Demographic and Health Survey (DHS) qu'ils utilisent, c'est-à-dire entre 2000 et 2010.

Les auteurs qui étudient l'effet de l'âge au mariage de la mère sur le capital humain de ses enfants présentent différents mécanismes pour expliquer leurs résultats. [Sunder \(2019\)](#) explique que les enfants dont la mère a été mariée jeune présentent de moins bons indicateurs de santé du fait du plus faible pouvoir de décision de leur mère au sein du ménage, du faible niveau d'instruction de leur père et du plus faible revenu du ménage. [Chari et al. \(2017\)](#), quant à eux, indiquent qu'un mariage plus tardif de la mère améliore la santé et l'éducation de ses enfants, en partie, grâce à un meilleur contrôle de sa fertilité. Le mariage précoce de la mère la conduirait, elle et son époux, à privilégier un plus grand nombre d'enfants au détriment de leur "qualité", c'est-à-dire de leur bonne santé et de leur éducation. Enfin, [Delprato et al. \(2017\)](#) indiquent qu'en Afrique Subsaharienne, les effets intergénérationnels pervers du mariage précoce sont en partie liés au niveau d'éducation plus faible et à un moins bon état de santé de la mère.

Ces mécanismes rejoignent des résultats bien connus dans la littérature qui associent le niveau d'éducation des parents, plus particulièrement de la mère, à l'investissement en capital humain des enfants ([Lillard and Willis, 1994](#); [Rosenzweig and Wolpin, 1994](#); [Glewwe, 1999](#); [Glick and Sahn, 2000](#); [Chevalier et al., 2003](#); [Currie and Moretti, 2003](#); [Chevalier, 2004](#); [Christiaensen and Alderman, 2004](#); [Glick et al., 2011](#); [Banerji et al., 2017](#)). Par exemple, dans les pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (MENA), [Huisman and Smits \(2015\)](#) trouvent que la probabilité qu'un enfant soit scolarisé augmente sensiblement si sa mère a au moins fréquenté le premier cycle et si son père l'a dépassé. De même d'autres travaux montrent que dans les ménages où la mère a un plus grand pouvoir de décision, les enfants sont généralement davantage scolarisés et en meilleure santé ([Beegle et al., 2001](#); [Quisumbing and Maluccio, 2003](#); [Maitra, 2004](#); [Rangel, 2006](#); [Allendorf, 2007](#); [Afridi, 2010](#); [Doss, 2013](#); [Huisman and Smits, 2015](#); [Igei et al., 2015](#); [Majlesi, 2016](#)).

Bien que certaines caractéristiques des parents qui influencent l'investissement en capital humain de leurs enfants soient aussi liés à l'âge au mariage de la mère, la littérature parvient à isoler un effet direct du mariage précoce de la mère sur l'éducation et la santé de ses enfants. Pour ce faire, [Sekhri and Debnath \(2014\)](#), [Chari et al. \(2017\)](#), [Delprato et al. \(2017\)](#) et [Sunder \(2019\)](#) utilisent une méthode de variables instrumentales. Cela signifie qu'ils estiment

l'âge au mariage de la mère grâce à une variable qui influence directement ce dernier sans avoir d'effet direct sur l'éducation ou la santé de ses enfants. [Sekhri and Debnath \(2014\)](#), [Chari et al. \(2017\)](#) et [Sunder \(2019\)](#) utilisent comme instrument l'âge aux premières règles de la mère. En effet, les parents peuvent avoir tendance à accélérer le mariage de leur fille une fois qu'elle a atteint sa puberté pour se prémunir du risque d'une grossesse hors mariage ([Caldwell et al., 1983](#)). [Delprato et al. \(2017\)](#) prennent pour instrument une mesure de la prévalence passée du mariage précoce dans la localité. Tous trouvent que les modèles linéaires sous-estiment l'effet du mariage précoce de la mère sur l'investissement en capital humain de ses enfants. Comme nous ne sommes pas en mesure d'utiliser une méthode de variable instrumentale, les effets de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants que nous présentons ici peuvent donc être considérés comme des valeurs planchers.

L'effet du mariage précoce de la mère sur le capital humain de ses enfants revêt une dimension traditionnelle. Ainsi, [Delprato et al. \(2017\)](#) ont démontré que dans les communautés où le mariage précoce est courant, un mariage plus tardif de la mère n'aura pas d'effet positif sur la scolarisation de ses enfants. Au Maroc, [Sabbe et al. \(2015\)](#) trouve que dans la région de Marrakech, les plus anciennes générations ont tendance à pousser les plus jeunes à se marier tôt et sans connaître leur époux. C'est pourquoi il est intéressant d'observer l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants dans l'ensemble du pays.

Par ailleurs, [Delprato et al. \(2017\)](#) ont montré qu'entre 2000 et 2010, l'effet négatif du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants avait diminué en Afrique Subsaharienne grâce aux politiques d'amélioration de l'accès à l'éducation. Le Maroc présente des taux de scolarisation primaire et secondaire supérieurs à la moyenne des pays au Sud du Sahara. En 2019, seul 0,4% des enfants en âge primaire n'y était pas scolarisé contre 18,7% en Afrique Subsaharienne². De même pour les enfants en âge d'aller au secondaire, 9,4% d'entre eux n'était pas scolarisé au Maroc en 2019 contre 36,7% en moyenne en Afrique Subsaharienne³. La prévalence du mariage précoce y est aussi moins

2. [Part d'enfants non scolarisés](#)

3. [Part d'adolescents non scolarisés](#)

importante que dans les pays pour lesquels son effet intergénérationnel a été évalué. Ainsi, au Maroc, la part des femmes âgées de 20 à 24 ans mariées avant leurs 18 ans était de 13,7% en 2018 contre 25,3% en Inde et 34% en Uganda en 2016⁴. La pratique du mariage précoce semble cependant bien ancrée dans la culture puisque malgré son interdiction depuis 2004, la part de femmes mariées avant 18 ans n'a que très peu diminué, voire a augmenté (OFPRA, 2017; HCP, 2019). Ces spécificités (un plus large accès à l'éducation mais une persistance du mariage précoce) font du Maroc un pays particulièrement intéressant à étudier pour analyser l'effet du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants.

La suite de l'article est structurée ainsi : la section 1 décrit plus en détails le contexte marocain et les données que nous utilisons. La section 2 présente la stratégie empirique que nous employons. La section 3 décrit nos principaux résultats tandis que la section 4 assure de leur robustesse. La section 5 conclut.

2.2 Contexte et description des données

2.2.1 Système éducatif et mariage au Maroc

Depuis le début des années 1990, l'accès à l'éducation primaire au Maroc a considérablement progressé. Alors qu'en 1991, le taux brut de scolarisation primaire n'était que de 64% (bien en dessous de la moyenne des pays arabes de 84% à l'époque), il atteignait 114,8% en 2019 (situant cette fois-ci le pays au-dessus de la moyenne des pays arabes qui était de 95,6%).⁵ L'écart entre la scolarisation des filles et des garçons s'est aussi resserré sur la période. Alors qu'en 1991, seul 45,7% des filles en âge d'aller au primaire étaient scolarisées pour 65,2% des garçons, en 2017, le taux net de scolarisation primaire était de 97% pour les deux genres.⁶ D'après le dernier recensement général de la population de 2014, un écart entre la scolarisation des filles et des garçons de 7

4. Part de femmes de 20 à 24 ans mariées avant leurs 18 ans

5. Taux bruts de scolarisation primaire.

6. Taux nets de scolarisation primaire, filles. Taux nets de scolarisation primaire, garçons.

à 12 ans persiste cependant en milieu rural où 90,1% des filles de cette tranche d'âge sont scolarisées contre 93% des garçons.⁷

Par ailleurs, peu d'enfants abandonnent leur scolarisation au cours du primaire puisque 94,3% de ceux qui avaient commencé une éducation primaire la terminait en 2018.⁸ Le problème de l'abandon scolaire persiste cependant au secondaire puisque malgré des progrès fulgurants depuis le début des années 2000, le taux brut de scolarisation au niveau du secondaire n'était que de 81% en 2019 (84% pour les garçons, 78,2% pour les filles). Il se situe cependant au-dessus de la moyenne du monde arabe qui était de 72,5% la même année.⁹

En plus de la persistance de l'abandon scolaire au-delà du primaire, le Maroc fait aussi face à des problèmes de qualité de l'apprentissage. En effet, le pays se plaçait à la 73ème place sur 78 pays évalués par le programme PISA en 2018. Le système éducatif marocain peine aussi à donner aux individus parvenant jusqu'aux études supérieures des compétences valorisables sur le marché du travail puisque 21,6% des diplômés de l'enseignement supérieur était au chômage en 2019.¹⁰

En parallèle et malgré un plus large accès à l'éducation des filles ces dernières années, 54% des hommes et 53% des femmes estimaient en 2018 dans la région de Rabat-Salé-Kénitra que, pour les femmes, le mariage était plus important que la carrière professionnelle (Hamdouch et al., 2018). L'âge au premier mariage des femmes a d'ailleurs diminué entre les deux derniers recensements généraux de la population passant de 26,3 ans en 2004 à 25,7 ans en 2014 (HCP, 2014). Hommes comme femmes se marient environ 2 ans plus tôt en milieu rural qu'en milieu urbain. Les hommes se marient à 30,1 ans en moyenne en milieu rural et les femmes à 24,8 ans.¹¹ Malgré la baisse de l'âge moyen au premier mariage des femmes sur la période intercensitaire, nous avons aussi pu y observer un recul du mariage des enfants. En 2004, 2,5% des femmes âgées de 20 à 24 ans avaient été mariées avant leurs 15 ans contre 0,5% en 2018.¹² Néanmoins, malgré

7. RGPH2014, HCP.

8. Persistance jusqu'à la dernière année du primaire.

9. Taux brut de scolarisation secondaire.

10. La situation de la population active en chômage en 2019.

11. RGPH2014, HCP.

12. Part de femmes âgées de 20 à 24 ans mariées avant leurs 15 ans.

l'interdiction du mariage de mineures depuis 2004, la part des femmes âgées de 20 à 24 ans mariées avant leurs 18 ans a très faiblement baissé entre l'adoption du nouveau Code de la Famille et 2018. Elle était de 15,9% en 2004 contre 13,7% en 2018.¹³ La dernière enquête du Haut-Commissariat au Plan sur les violences faites aux femmes (HCP, 2019) présente même un chiffre particulièrement élevé selon lequel 21,4% des femmes âgées de 20 à 24 ans auraient été mariées avant leurs 18 ans. Le mariage précoce est plus répandu en milieu rural où 33,9% des femmes de 20 à 24 ans ont été mariées avant leur majorité contre 13,6% en milieu urbain. D'après l'OFPPA (2017), le taux de prévalence des mariages précoces (c'est-à-dire la part des mariages célébrés alors que l'un des époux n'a pas encore atteint l'âge de 18 ans) est même passé de 7,75% en 2004 à 11,47% en 2013. La quasi-totalité (99%) des demandes de mariages de mineures concerne des jeunes filles (OFPPA, 2017).

L'existence de filles mariées avant leurs 18 ans après l'adoption du nouveau Code de la Famille (Moudawana) en 2004 est, en partie, liée à l'article 20 de ce même Code qui permet au juge de la famille d'autoriser le mariage d'individus n'ayant pas atteint la capacité matrimoniale de 18 ans. D'après Prettitore (2015), entre 86 et 93% des demandes de mariages de mineurs ont été approuvées par le juge entre 2007 et 2012. La décision des juges dépend, bien que ce ne soit pas explicitement indiqué dans la Moudawana, du consentement de la personne mineure impliquée dans le mariage, du consentement de ses parents et de l'intérêt de la personne mineure dans ce mariage. L'évaluation de l'intérêt de la personne mineure est difficile à faire. En effet, d'après Prettitore (2015), les juges doivent prendre en compte les risques associés à un mariage précoce ainsi que les menaces qui peuvent peser sur la jeune fille si sa virginité est remise en cause alors qu'elle n'est pas mariée. En effet, les relations sexuelles hors mariage sont interdites au Maroc. La situation peut encore être compliquée en cas de grossesse hors mariage. Les mères célibataires encourent des peines de prison et les enfants issues de ces relations n'avaient pas le droit d'être enregistrés à l'Etat civil avant 2016 et avaient ainsi des accès restreints à la santé et à l'éducation. Les juges doivent aussi tenir compte des difficultés financières des familles dont sont issues les mineures. D'après Sabbe et al. (2015), la pauvreté du père est le principal facteur du mariage précoce dans la région de Marrakech.

13. Part de femmes âgées de 20 à 24 ans mariées avant leurs 18 ans.

La clémence des juges face aux demandes de mariages de mineures n'est pas la seule raison derrière la persistance de ce phénomène. Ils peuvent en effet être mis au pied du mur par les mariages coutumiers. L'article 16 de la Moudawana permet de faire reconnaître un mariage réalisé hors du cadre législatif (mariage coutumier). En 2014, la période transitoire durant laquelle les couples pouvaient faire reconnaître leur mariage était de 5 ans. Elle est passée à 15 ans en 2016. Or, 25% des femmes concernées par la reconnaissance de mariage avaient entre 10 et 15 ans au moment de la conclusion de leur mariage et 46% étaient mineures (OFPRA, 2017). Les sanctions en cas de mariages précoces semblent donc rares.

En plus de l'interdiction du mariage de mineures, la Moudawana de 2004 était le premier Code de la Famille marocain à stipuler que les époux avaient les mêmes droits et devoirs au sein de la famille. Les femmes y ont aussi obtenu le droit de demander le divorce et de se marier sans tuteur matrimonial (*wali*).

2.2.2 Description des données

Pour évaluer l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants, nous utilisons les données de l'enquête MHYS (Moroccan Household and Youth Survey) menée par la Banque Mondiale entre décembre 2009 et mars 2010. Cette enquête a concerné 2000 ménages tirés du Recensement Général de la Population de 2004 et représentatifs de la population marocaine. Les données de l'enquête MHYS 2009-2010 informent sur les caractéristiques démographiques et éducatives des membres des ménages interrogés. Le questionnaire contient un module concernant la prise de décision des femmes de 15 à 49 ans. Nous savons qui décide ou a décidé si elles pouvaient poursuivre leurs études (pour les femmes de moins de 29 ans), si elles peuvent exercer une activité rémunérée, comment elles peuvent dépenser leur revenu, qui a choisi leur mari et l'âge auquel elles vont ou se sont mariées. Les questions portant sur la scolarité et le mariage représentent le pouvoir de décision de la femme dans son ménage d'origine, lorsqu'elle vivait encore avec ses parents. La participation de la femme au marché du travail et son autonomie dans la façon de dépenser son revenu sont des indicateurs de son pouvoir de décision actuel. Comme le pouvoir de décision de la mère est un important déterminant de la scolarisation de ses

enfants (Quisumbing and Maluccio, 2003; Rangel, 2006; Afridi, 2010; Huisman and Smits, 2015; Igei et al., 2015), nous restreignons notre échantillon aux enfants dont la mère a répondu à ce module, c'est-à-dire ceux dont la mère a moins de 49 ans. Nous connaissons aussi le statut matrimonial de chaque membre du ménage ayant plus de 12 ans et l'âge auquel il s'est marié la première fois. Le questionnaire ménage de l'enquête MHYS permet enfin d'identifier les liens de parenté entre chaque membre du ménage. Nous pouvons ainsi déterminer l'âge au mariage de la mère de chaque enfant s'ils résident dans le même ménage.

Nous n'avons malheureusement pas d'information sur les enfants qui vivent en dehors du ménage. C'est pourquoi, nous restreignons notre échantillon aux enfants ayant entre 6 et 15 ans. Au-delà de 15 ans, il est probable que les enfants aient quitté leur ménage d'origine. En effet, nous ne pouvons pas identifier la mère de près de 10% des jeunes de 15 à 18 ans ce qui signifie qu'ils ne vivent pas avec elle. Nous observons alors 1 584 enfants issus de 861 ménages différents.

Par ailleurs, nous préférons aussi restreindre notre échantillon aux enfants de 6 à 15 ans car, depuis 2002, c'est à cet âge que la scolarisation est obligatoire au Maroc. Cependant, 18% des enfants de cette tranche d'âge ne sont pas scolarisés (Tableau B1). Nous mesurons alors l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être scolarisé. En plus de la probabilité d'être scolarisé, les données MHYS permettent de mesurer l'effet de l'âge au mariage de la mère sur trois autres variables d'éducation : la dernière classe complétée, la probabilité d'accuser un retard scolaire et les dépenses d'éducation du ménage par enfant scolarisé. En moyenne, la dernière classe complétée par les enfants de notre échantillon est la troisième année du primaire (Tableau B1).

Pour les enfants actuellement scolarisés, nous pouvons comparer leur âge au niveau d'éducation qu'ils ont atteint. Comme les enfants sont censés commencer l'école à 6 ans, nous considérons qu'un enfant accuse un retard scolaire si la différence entre son âge et son niveau scolaire est supérieur à 7.¹⁴ On voit que 20% des enfants de 6 à 15 ans accusent un retard scolaire (Tableau B1). Cela signifie qu'ils sont rentrés à l'école après l'âge légal et/ou qu'ils ont redoublé

14. Nous laissons une marge d'un an pour tenir compte du décalage entre l'année scolaire et l'année civile.

une ou plusieurs classes.

Les dépenses d'éducation du ménage sont calculées en agréant les montants des dépenses consacrées aux frais de scolarité, fournitures scolaires, blouses, transports scolaires et autres dépenses concernant l'éducation des membres du ménage au cours des 12 derniers mois. Ce montant agrégé est ensuite divisé par le nombre de membres du ménage déclarant être actuellement scolarisé. Bien que l'éducation publique soit gratuite, les ménages dépensent en moyenne 221 dirhams en éducation par an et par personne (soit environ 25 dollars US au taux en vigueur le 21 mai 2021). D'après l'annuaire statistiques du Ministère de l'Education Nationale, en 2010, 12,1% des enfants scolarisés en primaire étaient inscrits dans une école privée contre 6,3% des collégiens (MEN, 2010). La construction des variables que nous utilisons est davantage détaillée dans l'annexe B1.

Les restrictions sur notre échantillon nous conduisent à observer des enfants dont la mère s'est mariée à 19,5 ans en moyenne. Moins d'un tiers d'entre elles a choisi qui elle allait épouser. Seul 18% a au moins complété le primaire et 13% participe au marché du travail (Tableau B1). Le fait d'observer des femmes qui sont déjà mères explique leur si faible taux d'activité. En effet, en 2017, le taux d'activité des femmes mariées était inférieur de près de 10 points de pourcentage à celui des femmes célibataires : 19,8% contre 28,6% d'après les données de l'Enquête Nationale pour l'Emploi (Ezzrari, 2021).

Le tableau 2.1 indique que plus la mère a été mariée tard, plus ses enfants, surtout ses garçons, ont de chances d'être actuellement scolarisés. Les dépenses éducatives des ménages augmentent aussi avec l'âge au mariage de la mère. Les filles ont moins de risques d'accuser un retard scolaire quand leur mère a été mariée tard.

Néanmoins, ces relations entre l'âge au mariage de la mère et la scolarisation de ses enfants pourraient ne pas être directes mais transiter par des caractéristiques propres au ménage qui dépendent de l'âge au mariage de la mère. Ainsi, le tableau 2.2 indique que plus les mères ont été mariées tard, moins elles ont

TABLE 2.1 – Corrélation entre l'âge au mariage de la mère et l'éducation des enfants

	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire	Dépenses éducatives par enfant scolarisé
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : Tous les enfants				
Age au mariage de la mère	0.0637*	-0.00260	-0.0270	0.1094*
Observations	1,309	1,309	1,072	1,188
Panel B : Filles				
Age au mariage de la mère	0.0280	-0.0346	-0.1070*	-
Observations	657	657	519	-
Panel C : Garçons				
Age au mariage de la mère	0.1022*	0.0303	0.0324	-
Observations	652	652	553	-

Notes : Cette table reporte les coefficients de corrélation entre l'âge au mariage de la mère et nos variables dépendantes qui sont (1) une variable muette indiquant si l'enfant est actuellement scolarisé ou non, (2) la dernière classe que l'enfant a complétée, (3) une variable muette indiquant si l'enfant accuse un retard scolaire et (4) le log des dépenses annuelles d'éducation du ménage par enfant scolarisé. La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 072 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 188 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ce tableau reporte les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

d'enfants et plus elles sont susceptibles d'avoir au moins complété le primaire, de participer au marché du travail et d'avoir choisi leur époux.

Étonnamment, on observe une relation positive entre l'âge des femmes et l'âge auquel elles se sont mariées. Cela indiquerait que les mères les plus âgées sont celles qui se sont mariées le plus tard. Nous pouvons expliquer ce résultat par le fait que nous n'observons que des femmes ayant des enfants entre 6 et 15 ans. Ainsi, les mères les plus jeunes de notre échantillon qui ont entre 21 et 26 ans et ont un enfant d'au moins 6 ans se sont mariées quand elles avaient entre 12 et 20 ans. Elles tirent la moyenne d'âge au premier mariage des femmes de leur génération vers le bas. Etant données les restrictions de notre échantillon nous ne connaissons pas l'âge au mariage des femmes de leur cohorte qui n'ont pas encore d'enfants .

Les mères qui se sont mariées plus tard ont aussi plus de chances d'avoir un mari qui a au moins complété le primaire. Elles résident dans des ménages plus riches et plus souvent en milieu urbain. De même, elles résident aussi dans une province où l'offre d'éducation secondaire est plus importante.

Ces caractéristiques spécifiques des ménages en fonction de l'âge auquel la mère s'est mariée ont aussi une incidence sur la scolarisation des enfants. Lorsqu'on observe les corrélations entre ces caractéristiques et nos variables dépendantes, on voit que l'éducation des parents, le revenu et la richesse du ménage, le milieu de résidence, l'offre d'éducation secondaire dans la province et l'âge de l'enfant sont tous corrélés à nos variables dépendantes (Tableau 2.2). C'est pourquoi il est important de les intégrer dans nos variables de contrôle.

On observe aussi dans le tableau 2.2 que quand la mère a choisi son époux, ses enfants ont plus de chances d'être scolarisés et le ménage dépense davantage dans l'éducation. De même, les garçons ont plus de chances d'être scolarisés que les filles et sont plus susceptibles d'accuser un retard scolaire. Cela pourrait indiquer qu'ils ont de moins bons résultats que les filles à l'école et/ou qu'on leur donne davantage le droit de redoubler s'ils ont de mauvais résultats. Avoir davantage de frères et soeurs qui résident dans le ménage a un effet négatif sur la probabilité d'être scolarisé et pousse les parents à retarder l'âge d'entrée à l'école des enfants ou les enfants à redoubler plus fréquemment. Cela s'explique par le fait que les frères et soeurs doivent se partager les ressources du ménage. Or, on observe que plus y a d'enfants dans le ménage, plus le montant des dépenses d'éducation par tête est faible. Cela signifie que les frères et soeurs sont en compétition pour se partager des ressources qui sont rares.

La participation de la mère au marché du travail influence négativement le niveau scolaire des enfants. Ce résultat peut paraître surprenant mais s'explique par le contexte de l'enquête. En effet, le taux de participation des femmes au marché du travail au Maroc est parmi les plus faibles au monde (Lopez-Acevedo et al., 2021). Seules 20,4% des femmes en âge de travailler étaient actives lors du dernier recensement de 2014. D'après Mourji and Ezzrari (2016), les rares femmes qui se présentent sur le marché du travail le font soit par nécessité car elles résident dans un ménage pauvre qui a besoin d'une source de revenu

supplémentaire pour subvenir à ses besoins, soit parce qu'elles ont réussi à compléter des études supérieures. Dans notre échantillon, seul 17,57% des mères ont au moins complété le primaire. Les mères actives de notre échantillon sont donc majoritairement les plus pauvres. L'éducation de leurs enfants peut alors être limitée par la pauvreté du ménage mais aussi par le fait que les enfants soient retirés de l'école quand ils sont capables de prendre en charge les travaux domestiques à la place de la mère. A l'inverse, une plus grande offre d'éducation primaire dans la province permet aux enfants d'atteindre un niveau scolaire plus élevé, d'accuser moins fréquemment un retard scolaire et augmente les dépenses éducatives des ménages (Tableau 2.2). Une plus grande offre d'éducation primaire dans la province correspond à des classes moins chargées ce qui peut permettre aux enfants d'avoir de meilleures conditions d'apprentissage. En apprenant mieux, les enfants sont moins susceptibles de redoubler et d'abandonner. C'est pourquoi l'offre d'éducation primaire dans la province influence positivement le niveau d'éducation des enfants et réduit leurs risques d'accuser un retard scolaire.

Comme décrit précédemment, la structure de notre échantillon nous conduit à observer une relation positive entre l'âge de la mère et l'âge auquel elle s'est mariée : les mères les plus jeunes au moment de l'enquête se sont mariées plus tôt en moyenne que les mères les plus âgées. C'est pourquoi nous trouvons une relation positive entre l'âge de l'enfant et l'âge au mariage de sa mère mais aussi entre l'âge au mariage de la mère et le niveau scolaire, la probabilité d'accuser un retard scolaire et les dépenses d'éducation. Plus un enfant est âgé, plus il a eu la possibilité d'atteindre un niveau d'éducation élevé et de redoubler. Les dépenses d'éducation du ménage augmente aussi avec l'âge de l'enfant puisqu'en progressant de niveau en niveau, le montant dépensé pour les fournitures ou le transport scolaire peut augmenter. Par exemple, les écoles primaires sont souvent situées dans la commune où réside les ménages alors que les collèges sont généralement dans les villes plus grandes. Le coût de transport pour se rendre au collège peut alors être plus élevé que celui pour se rendre à l'école primaire.

TABLE 2.2 – Caractéristiques des femmes en fonction de l'âge auquel elles se sont mariées et scolarisation des enfants

	Age au mariage de la mère	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire	Dépenses éducatives par enfant scolarisé
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Caractéristiques de la mère					
Age	0.2655*	-0.00510	0.2812*	0.0984*	0.1473*
A au moins complété le primaire	0.2417*	0.1232*	0.0774*	-0.1470*	0.4205*
Participe au marché du travail	0.1236*	-0.0379	-0.0554*	0.0425	0.0390
A choisi son époux	0.1207*	0.0697*	0.0226	-0.0405	0.1541*
Nombre d'enfants (dans le ménage)	-0.1951*	-0.1296*	0.00630	0.1069*	-0.1964*
Caractéristiques du père					
A au moins complété le primaire	0.1643*	0.1033*	0.0776*	-0.1502*	0.3956*
Caractéristiques du ménage					
Dépenses hebdomadaires par tête	0.1401*	0.2126*	0.1561*	-0.0819*	0.4379*
Conditions de vie	0.1772*	0.2783*	0.2227*	-0.0999*	0.5061*
Milieu de résidence (1=Urbain)	0.1792*	0.2516*	0.1650*	-0.0856*	0.4489*
Caractéristiques de l'enfant					
Age	-0.0518*	-0.1282*	0.7499*	0.3683*	0.0802*
Genre (1 si garçon)	0.0252	0.0756*	-0.0318	0.0973*	0.0340
Offre éducation					
Primaire	0.0209	0.0449	0.0868*	-0.0598*	0.1570*
Collège	0.1187*	0.1410*	0.0944*	-0.1116*	0.1924*
Observations	1,309	1,309	1,309	1,072	1,188

Notes : Cette table reporte les coefficients de corrélation entre les variables de contrôle et nos variables d'intérêt qui sont (1) l'âge au mariage de la mère, (2) une muette valant 1 si l'enfant est actuellement scolarisé, (3) la dernière classe que l'enfant a complétée, (4) une muette valant 1 si l'enfant est trop âgé pour son niveau scolaire et (5) le montant des dépenses du ménage par enfant scolarisé. Le retard scolaire n'est calculé que pour les enfants scolarisés (N=1 072). Le montant des dépenses par enfant scolarisé tient compte de tous les membres du ménage actuellement scolarisé. C'est pourquoi, même si un enfant n'est pas scolarisé, il aura une valeur pour le montant des dépenses par enfant scolarisé si ses frères et soeurs vont à l'école. Notre échantillon est restreint aux enfants entre 6 et 15 ans.

2.3 Stratégie empirique

L'analyse des corrélations entre l'âge au mariage de la mère, l'éducation des enfants et les caractéristiques de la mère, du père et du ménage indique que l'âge au mariage de la mère est associé à des variables qui influencent elles-mêmes nos variables dépendantes. En effet, plus la mère a été mariée tard, plus elle a de chances d'avoir complété le primaire et d'épouser un homme ayant aussi complété le primaire. L'âge au mariage de la mère est alors positivement corrélé à la richesse du ménage. Les mères se marient aussi plus tard en milieu urbain. Or, la scolarisation des enfants est facilitée quand les parents ont au moins complété le primaire et que le ménage réside en milieu urbain. Le revenu et la richesse du ménage améliore aussi nos indicateurs de scolarisation pour les enfants. Il existe donc des facteurs confondants entre l'âge au mariage de la

mère et l'éducation des enfants.

Pour traiter les problèmes d'endogénéité de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants, certains auteurs utilisent une méthode de variables instrumentales. [Sekhri and Debnath \(2014\)](#) et [Chari et al. \(2017\)](#) utilisent comme instrument l'âge auquel la mère a eu ses premières règles. En effet, ils démontrent qu'en Inde, le mariage a généralement lieu moins de trois ans après que la fille ait eu ses premières menstruations. L'âge aux premières règles de la mère n'a pas d'effet direct sur les compétences cognitives de ses enfants ni sur leur santé et l'investissement du ménage dans leur éducation. [Delprato et al. \(2017\)](#) instrumentent le mariage précoce de la mère par la prévalence passée du phénomène au niveau de la commune. Etant donné que le mariage précoce est une pratique traditionnelle, avec peu de variabilité, il nous paraît difficile de considérer que la prévalence passée du mariage précoce telle que nous pourrions la construire avec les données MHYS n'aurait pas d'effet sur la scolarisation des enfants au moment de l'enquête. Par ailleurs, nous ne savons pas à quel âge les mères ont atteint leur puberté. Il nous est alors difficile d'utiliser une méthode de variables instrumentales pour isoler l'effet causal du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants.

Nous décidons alors d'intégrer autant de facteurs confondants que possible dans nos variables de contrôle. L'avantage des données MHYS est qu'elles contiennent des informations sur le pouvoir de décision des mères. C'est pourquoi nous sommes assez confiants dans le fait que nous pouvons tenir compte de suffisamment de facteurs confondants pour limiter les biais dans la mesure de l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants.

Nous estimons alors le modèle suivant sur les enfants de 6 à 15 ans.

$$Y_{ij} = \alpha + \beta \text{Mere_age_mariage}_{ij} + \kappa' \mathbf{X}_{ij} + \lambda W_{ik} + \omega' \mathbf{M}_{im} + \gamma' \mathbf{Z}_i + \theta' \mathbf{O}_{ip} + \epsilon_i \quad (2.1)$$

Où Y_{ij} est la variable dépendante pour l'enfant i de la mère j tandis que $Mere_age_mariage_{ij}$ est l'âge au mariage de la mère j de l'enfant i . Le vecteur X_{ij} représente les caractéristiques de la mère : son niveau d'éducation mesuré par une variable muette égale à 1 si elle a au moins complété le primaire, son âge au moment de l'enquête, une variable muette égale à 1 si elle participe au marché du travail, une variable muette égale à 1 si elle a choisi son époux et une variable indiquant le nombre de ses enfants vivant dans le ménage. W_{ik} est le niveau d'éducation du père k de l'enfant i mesuré par une variable muette valant 1 s'il a au moins complété le primaire. M_{im} est un vecteur représentant les caractéristiques du ménage m de l'enfant i (revenu, richesse et milieu de résidence). Z_i est un vecteur contenant les caractéristiques de l'enfant i soit une variable muette valant 1 pour les garçons et 0 pour les filles ainsi que l'âge et l'âge au carré de l'enfant i . Enfin, O_{pi} est un vecteur représentant l'offre éducative dans la province p où réside l'enfant i . L'offre éducative est approchée par deux variables indiquant le nombre de salles de classes de primaire et de collège pour 100 enfants dans la province.

Pour observer l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur les dépenses d'éducation du ménage par enfant scolarisé, nous utilisons un modèle linéaire. Pour estimer l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité que ses enfants soient scolarisés ou sur la probabilité qu'ils accusent un retard scolaire, nous utilisons un modèle *logit*. Dans ce cas, notre variable expliquée Y_i prend la valeur 1 quand l'enfant qui a entre 6 et 15 ans est scolarisé ou si la différence entre son âge et son niveau scolaire est supérieur à 7 au moment de l'enquête, 0 sinon.

La variable indiquant si l'enfant i accuse un retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. La variable concernant les dépenses éducatives du ménage par enfant scolarisé ne peut être calculée que pour les ménages dans lesquels au moins un enfant était scolarisé au moment de l'enquête.

Nous testons l'hétérogénéité et la robustesse de nos résultats de plusieurs façons. Tout d'abord, nous remplaçons la variable $Mere_age_mariage_{ij}$ par une

variable muette valant 1 si la mère a été mariée avant 15 ans (inclus), avant 18 ans (inclus) ou avant 20 ans (inclus). Ensuite, nous stratifions notre échantillon par le genre de l'enfant pour voir si l'effet de l'âge au mariage de la mère diffère pour ses filles et pour ses fils. Puis, nous testons un effet générationnel de l'âge au mariage de la mère en introduisant une interaction entre les différentes mesures de celui-ci (variable continue ou variables muettes indiquant si la mère a été mariée avant un certain âge) et l'année du mariage de la mère. Nous introduisons aussi une interaction entre l'âge au mariage de la mère et l'âge de son enfant. Étant donné les risques de colinéarité entre nos variables de contrôle, nous effectuons une analyse en composante principale (ACP) sur l'ensemble de nos variables de contrôle et les remplaçons par les vecteurs issus de l'ACP dans une nouvelle estimation. Enfin, nous intégrons une interaction entre l'âge au mariage de la mère et l'âge du père. Nos résultats sont robustes à nos différentes spécifications. Nous les présentons dans la partie suivante.

2.4 Résultats

2.4.1 Résultats principaux

Le tableau 2.3 reporte l'effet de l'âge au mariage de la mère sur l'éducation de ses enfants. Les résultats sont assez surprenants. Une fois que l'on contrôle par toutes les variables à notre disposition qui pourraient influencer nos variables d'éducation mais aussi biaiser l'effet de l'âge au mariage de la mère sur ces mêmes variables, on trouve que les mères qui ont été mariées le plus tard sont celles qui investissent le moins dans la scolarisation de leurs enfants. En effet, la colonne (4) du tableau 2.3 indique que retarder d'un an l'âge au mariage de la mère réduit les dépenses annuelles du ménage consacrées à l'éducation de 1,9%. De même, l'augmentation de l'âge au mariage de la mère augmente la probabilité que ses enfants accusent un retard scolaire (soit parce qu'ils sont rentrés à l'école après l'âge officiel, soit parce qu'ils redoublent davantage). Enfin, un mariage plus tardif de la mère réduit aussi le niveau scolaire de ses enfants (p-value = 0.105). L'âge au mariage de la mère n'a pas d'effet significatif sur la probabilité que ses enfants soient scolarisés.

En observant l'effet des contrôles introduits dans notre régression, ce sont plutôt les caractéristiques du ménage et de l'enfant qui influencent la probabilité qu'il soit scolarisé ainsi que l'offre éducative dans la province. Un enfant aura plus de chances d'être scolarisé si c'est un garçon qui réside en milieu urbain, dans une province dans laquelle il y a suffisamment de salles de classe de collège et dans un ménage financièrement aisé. Les enfants les plus âgés sont les plus susceptibles d'être scolarisés bien qu'au-delà de 10 ans le gain associé à une année supplémentaire soit moins élevé.

Les ménages résidant en milieu urbain sont aussi ceux qui dépensent le plus dans l'éducation de leurs enfants, probablement du fait de la prévalence plus élevée de l'éducation privée dans les villes. Ceux qui ont une contrainte budgétaire plus lâche (montant plus élevé de dépenses annuelles totales et meilleures conditions de vie) sont aussi ceux qui dépensent le plus dans l'éducation de leurs enfants et qui leur permettent d'obtenir un meilleur niveau scolaire. La plus grande disponibilité de salles de classe au collège permet aussi aux enfants d'aller plus loin dans leur scolarité.

L'âge de l'enfant a un effet non linéaire sur son niveau d'éducation et la probabilité qu'il accuse un retard scolaire. Chaque année supplémentaire augmente le niveau scolaire de l'enfant mais moins rapidement au-delà de 10 ans du fait de redoublements et d'abandons plus fréquents avec l'âge. Les garçons sont ceux qui sont les plus susceptibles de redoubler (colonne (3)). Enfin, les caractéristiques des parents influencent le niveau scolaire, la probabilité d'accuser un retard scolaire et le montant des dépenses du ménage allouées à l'éducation. Quand les parents ont complété le primaire, leurs enfants ont un meilleur niveau d'éducation et redoublent moins. Le ménage investit aussi plus de ressources dans l'éducation. Le fait d'avoir plus de frères et soeurs exerce une pression plus forte sur les ressources du ménage ce qui réduit le niveau scolaire atteint par les enfants. Cependant, dans les ménages où la mère est plus âgée, les dépenses éducatives sont plus élevées, probablement car l'enfant a principalement des frères et soeurs plus âgés qui peuvent transmettre certaines de leur ressources à leurs parents. La participation de la mère au marché du travail a un effet qui peut paraître inattendu sur la scolarisation des enfants. Lorsque la mère est

présente sur le marché du travail, le niveau scolaire de ses enfants est plus faible et ils ont plus de risques d'accuser un retard scolaire. Ce résultat s'explique par le fait qu'au Maroc, les femmes qui participent au marché du travail le font souvent par nécessité quand elles n'ont pas un niveau d'éducation très élevé (Mourji and Ezzrari, 2016). C'est le cas de notre échantillon dans lequel seul 10% des mères est allé au-delà du niveau primaire.

On pourrait imaginer que l'effet négatif de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants est tiré par les mères qui ont été mariées relativement tard. En effet, en restant trop longtemps sur le marché du mariage, un individu (surtout une femme) peut envoyer un mauvais signal quant à sa qualité (Sabbe et al., 2015). Le temps passant, la qualité des potentiels époux s'amenuise aussi. Un mariage tardif peut donc être associé à davantage de pauvreté, des époux moins instruits et à un moindre pouvoir de décision de la femme au moment du mariage et après le mariage (Wahhaj, 2018).

Pour tester cette hypothèse, nous introduisons l'âge au mariage de la mère élevé au carré dans nos régressions. Nous ne trouvons pas d'effet non-linéaire entre l'âge au mariage de la mère et la scolarisation de ses enfants (Tableau 2.4). L'hypothèse selon laquelle l'effet négatif de l'âge au mariage de la mère serait tiré par les mères qui ont été mariées le plus tard n'est donc pas valable.

Nous avons alors voulu tester si les mères qui ont été mariées très jeunes investissaient effectivement plus dans la scolarisation de leurs enfants. Pour ce faire, nous estimons à nouveau nos modèles en changeant la variable indiquant l'âge au mariage de la mère. Un premier set d'estimations contient une variable muette indiquant si la mère a été mariée avant 15 ans (inclus) pour remplacer la variable d'âge au mariage de la mère. Un deuxième set d'estimations contient une variable muette indiquant si la mère a été mariée avant 18 ans (inclus). Enfin, le dernier set d'estimations mesure l'effet d'avoir une mère qui a été mariée avant ses 20 ans sur nos variables d'éducation.

Le tableau 2.4 indique que même les ménages dans lesquels la mère a été mariée très jeune (avant 15 ans) dépensent en moyenne plus dans l'éducation de leurs enfants que les ménages dans lesquels la mère a été mariée plus tard. L'effet que la mère ait été mariée avant 15 ans sur les dépenses d'éducation est plus fort que celui qu'on trouve quand on compare les mères mariées avant 20 ans à celles

mariées après. On ne trouve pas de différences dans les dépenses d'éducation entre les mères qui ont été mariées avant 18 ans et celles qui ont été mariées après. Cela indique que les mères mariées entre 15 et 18 ans dépensent moins que les autres. Enfin, on ne retrouve un effet significatif de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'accuser un retard scolaire que lorsqu'on compare les mères mariées avant 20 ans à celles mariées après. Cela signifie que les enfants dont la mère a été mariée avant 20 ans ont moins de risques de redoubler et/ou rentrent à l'école plus tôt.

Comme le mariage précoce est une forme de violence liée au genre, il est intéressant de regarder si l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants diffère pour les filles et pour les garçons. En effet, on pourrait trouver une forme de reproduction des inégalités de genre pour les mères mariées les plus jeunes. L'effet positif d'avoir été mariée jeune sur la scolarisation de ses enfants pourrait ne concerner que les garçons.

TABLE 2.3 – Age au mariage de la mère et scolarisation des enfants, modèles multivariés

	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire	Dépenses éducatives par enfant scolarisé (log)
	Logit (1)	MCO (2)	Logit (3)	MCO (4)
Caractéristiques de la mère				
Age au mariage	-0.001 (0.003)	-0.019 (0.012)	0.005* (0.003)	-0.019** (0.009)
Age	0.001 (0.002)	0.011 (0.008)	-0.002 (0.002)	0.022*** (0.006)
A au moins complété le primaire	0.031 (0.037)	0.305** (0.125)	-0.101*** (0.032)	0.703*** (0.085)
Participe au marché du travail	-0.042 (0.029)	-0.547*** (0.148)	0.066* (0.037)	-0.086 (0.098)
A choisi son époux	0.018 (0.022)	0.008 (0.103)	0.016 (0.028)	0.011 (0.086)
Nombre d'enfants	-0.005 (0.007)	-0.087** (0.037)	0.004 (0.009)	-0.007 (0.023)
Caractéristiques du père				
A au moins complété le primaire	-0.044 (0.034)	0.261** (0.118)	-0.080*** (0.030)	0.414*** (0.078)
Caractéristiques du ménage				
Dépenses hebdomadaires par tête	0.049*** (0.017)	0.192** (0.095)	-0.017 (0.024)	0.356*** (0.063)
Conditions de vie	0.002*** (0.001)	0.010*** (0.003)	-0.001* (0.001)	0.009*** (0.002)
Milieu de résidence (1=Urbain)	0.073** (0.029)	0.046 (0.129)	0.031 (0.034)	0.282*** (0.095)
Caractéristiques de l'enfant				
Age	0.262*** (0.024)	1.242*** (0.128)	0.251*** (0.042)	0.103 (0.084)
Age ²	-0.013*** (0.001)	-0.027*** (0.007)	-0.009*** (0.002)	-0.004 (0.004)
Genre (1 si garçon)	0.055*** (0.018)	-0.146 (0.090)	0.087*** (0.023)	0.040 (0.060)
Offre éducation				
Nombre de salles de classe de primaire pour 100 enfants de 6 à 12 ans dans la province	-0.013* (0.008)	-0.015 (0.035)	-0.016 (0.011)	0.074*** (0.028)
Nombre de salles de classe de collège pour 100 enfants de 6 à 12 ans dans la province	0.036*** (0.013)	0.118** (0.049)	-0.017 (0.014)	0.026 (0.029)
R2 ajusté	0.24	0.63	0.23	0.39
Observations	1,309	1,309	1,072	1,188

Notes : Ce tableau reporte l'effet de l'âge au mariage de la mère sur l'éducation de ses enfants. Les variables dépendantes sont (1) une variable muette indiquant si l'enfant est actuellement scolarisé ou non, (2) la dernière classe que l'enfant a complétée, (3) une variable muette indiquant si l'enfant accuse un retard scolaire et (4) le log des dépenses annuelles d'éducation du ménage par enfant scolarisé. La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 072 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 188 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ce tableau reporte les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

TABLE 2.4 – Effets non linéaires de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants, modèles multivariés

	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire	Dépenses éducatives par enfant scolarisé (log)
	Logit (1)	MCO (2)	Logit (3)	MCO (4)
Ajout de l'âge au mariage au carré				
Age au mariage	-0.002 (0.019)	0.008 (0.066)	-0.001 (0.018)	-0.026 (0.052)
Age au mariage ²	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)
<i>R2 ajusté</i>	0.24	0.63	0.23	0.39
Mère mariée avant 15 ans				
	0.027 (0.025)	0.114 (0.139)	-0.004 (0.033)	0.195** (0.088)
<i>R2 ajusté</i>	0.24	0.63	0.23	0.39
Mère mariée avant 18 ans				
	0.023 (0.019)	0.078 (0.095)	-0.025 (0.024)	0.027 (0.066)
<i>R2 ajusté</i>	0.24	0.63	0.23	0.39
Mère mariée avant 20 ans				
	0.001 (0.022)	0.135 (0.100)	-0.067** (0.028)	0.170** (0.084)
<i>R2 ajusté</i>	0.24	0.63	0.23	0.39
Observations	1,309	1,309	1,072	1,188

Notes : La première partie de ce tableau reporte l'effet non-linéaire de l'âge au mariage de la mère sur l'éducation de ses enfants. Les parties 2, 3 et 4 reportent respectivement l'effet que la mère ait été mariée avant 15, 18 ou 20 ans sur l'éducation de ses enfants. Les variables dépendantes sont (1) une variable muette indiquant si l'enfant est actuellement scolarisé ou non, (2) la dernière classe que l'enfant a complétée, (3) une variable muette indiquant si l'enfant accuse un retard scolaire et (4) le log des dépenses annuelles d'éducation du ménage par enfant scolarisé. La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 072 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 188 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ce tableau reporte les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. Les variables de contrôle sont les mêmes que dans le tableau 2.3. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête Moroccan Households and Youth Survey

2.4.2 Hétérogénéités

Genre

Le tableau 2.5 reporte l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses filles et de ses fils. On remarque que ce sont surtout les filles qui bénéficient d'avoir une mère qui a été mariée jeune. En effet, plus la mère a été mariée jeune, plus ses filles vont loin dans leur éducation, surtout si la mère a été mariée avant sa majorité. Les garçons aussi ont un avantage à avoir une mère mariée jeune puisqu'ils sont moins susceptibles d'accuser un retard scolaire quand leur mère a été mariée avant 20 ans. Nos résultats pourraient refléter le fait que les mères ayant été privée d'éducation du fait de leur mariage précoce soient plus sensibles aux réformes entreprises par le gouvernement marocain et qui s'inscrivent dans la *Charte nationale d'éducation et de formation* de 2002 dans laquelle l'Etat s'engage à "assurer la scolarisation à tous les enfants marocains (filles comme garçons) jusqu'à l'âge légal de travail" ([Commission Spéciale Education Formation, 1999](#)). Ce phénomène pourrait être accentué pour les femmes ayant été mariées jeunes alors que les mariages précoces se faisaient de plus en plus rares. Pour tester cette hypothèse, nous introduisons dans nos modèles une interaction entre l'âge au mariage de la mère et l'année de son mariage.

TABLE 2.5 – Age au mariage de la mère et scolarisation des enfants, modèles multivariés stratifiés par le genre de l'enfant

	Filles			Garçons		
	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire
	Logit (1)	MCO (2)	Logit (3)	Logit (4)	MCO (5)	Logit (6)
Caractéristiques de la mère						
Age au mariage	-0.006 (0.005)	-0.034** (0.016)	0.001 (0.004)	0.004 (0.004)	-0.002 (0.018)	0.009* (0.005)
<i>R2 ajusté</i>	0.27	0.62	0.24	0.21	0.64	0.23
Mère mariée avant 15 ans	0.051 (0.036)	0.390** (0.186)	-0.010 (0.036)	0.001 (0.035)	-0.217 (0.209)	0.003 (0.056)
<i>R2 ajusté</i>	0.27	0.62	0.24	0.21	0.64	0.22
Mère mariée avant 18 ans	0.047* (0.028)	0.247* (0.133)	-0.013 (0.031)	0.001 (0.026)	-0.101 (0.136)	-0.038 (0.037)
<i>R2 ajusté</i>	0.27	0.62	0.24	0.21	0.64	0.23
Mère mariée avant 20 ans	-0.003 (0.033)	0.183 (0.144)	-0.031 (0.037)	0.011 (0.029)	0.054 (0.141)	-0.089** (0.041)
<i>R2 ajusté</i>	0.27	0.62	0.24	0.21	0.64	0.23
Observations	657	657	519	652	652	553

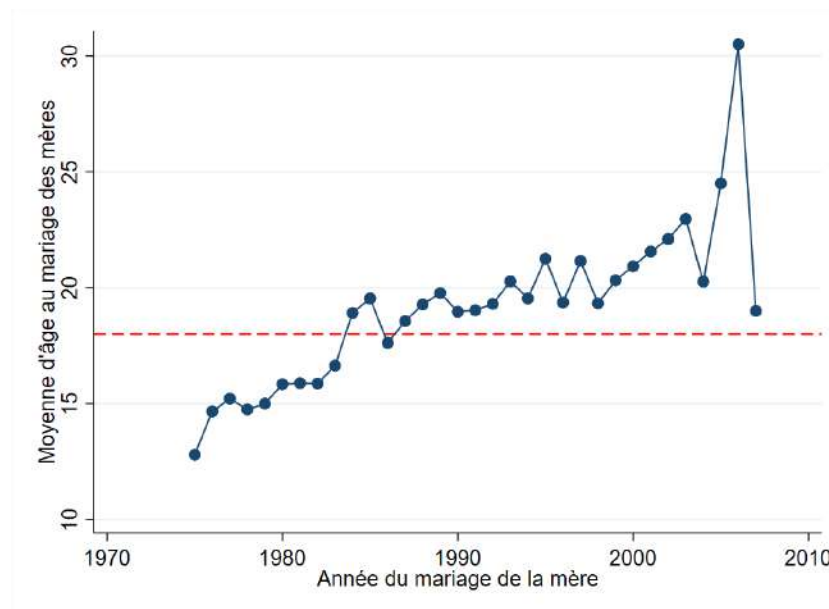
Notes : Ce tableau reporte l'effet de l'âge au mariage de la mère sur l'éducation de ses enfants en fonction de leur genre. Les colonnes (1) à (3) reportent l'effet de l'âge au mariage de la mère sur l'éducation de ses filles, les colonnes (4) à (6) sur celle des garçons. Les parties 2, 3 et 4 reportent respectivement l'effet que la mère ait été mariée avant 15, 18 ou 20 ans sur l'éducation de ses enfants. Les variables dépendantes sont (1) & (4) une variable muette indiquant si l'enfant est actuellement scolarisé ou non, (2) & (5) la dernière classe que l'enfant a complétée, (3) & (6) une variable muette indiquant si l'enfant accuse un retard scolaire. La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 072 enfants (519 filles et 553 garçons). L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ce tableau reporte les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. Les variables de contrôle sont les mêmes que dans le tableau 2.3 sans le genre de l'enfant. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses.

Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

Année du mariage de la mère

La figure 2.1 indique que les mères qui se sont mariées le plus récemment se sont mariées alors qu'elles étaient plus âgées en moyenne. Depuis la fin des années 1980, les mères se marient en moyenne après 18 ans, voire même après 20 ans depuis le début des années 2000. Il est possible que les mères qui ont été mariées jeunes, avant 15 ans, alors que ce n'était plus la norme aient senti que leurs droits étaient particulièrement bafoués et cherchent à protéger leurs enfants, notamment leurs filles en facilitant leur accès à l'éducation.

FIGURE 2.1 – Moyenne d'âge au mariage des mères par année



Notes : Cette figure représente l'âge moyen au premier mariage l'année où la mère de l'enfant i s'est mariée pour la première fois.

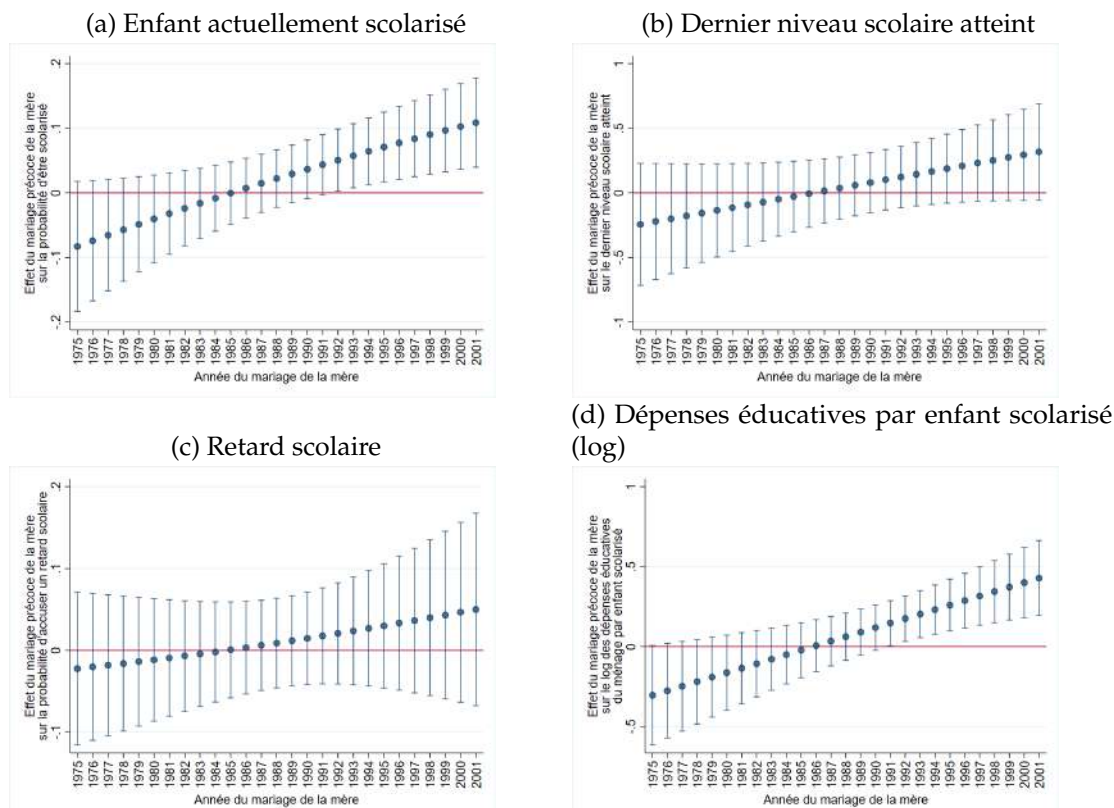
Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*.

La figure 2.2 indique que l'effet positif du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants n'est significatif que pour les mères qui se sont mariées le plus récemment. En effet, ce sont les enfants dont la mère a été mariée avant 15 ans après 1992 qui ont plus de chances d'être actuellement scolarisés, toutes choses égales par ailleurs (Figure 2.2a). De même, ce sont les ménages dans lesquels la mère a été mariée avant 15 ans après 1992 qui dépensent le plus dans l'éducation des enfants (Figure 2.2d). Nous n'observons plus d'effet

significatif de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité que ses enfants accusent un retard scolaire une fois que nous introduisons une interaction entre l'âge au mariage de la mère et l'année durant laquelle elle s'est mariée (Figure 2.2c). Concernant le niveau scolaire atteint par les enfants, l'effet du mariage précoce de la mère n'est pas loin d'être significatif et positif quand elle s'est mariée après 1992 (Figure 2.2b).

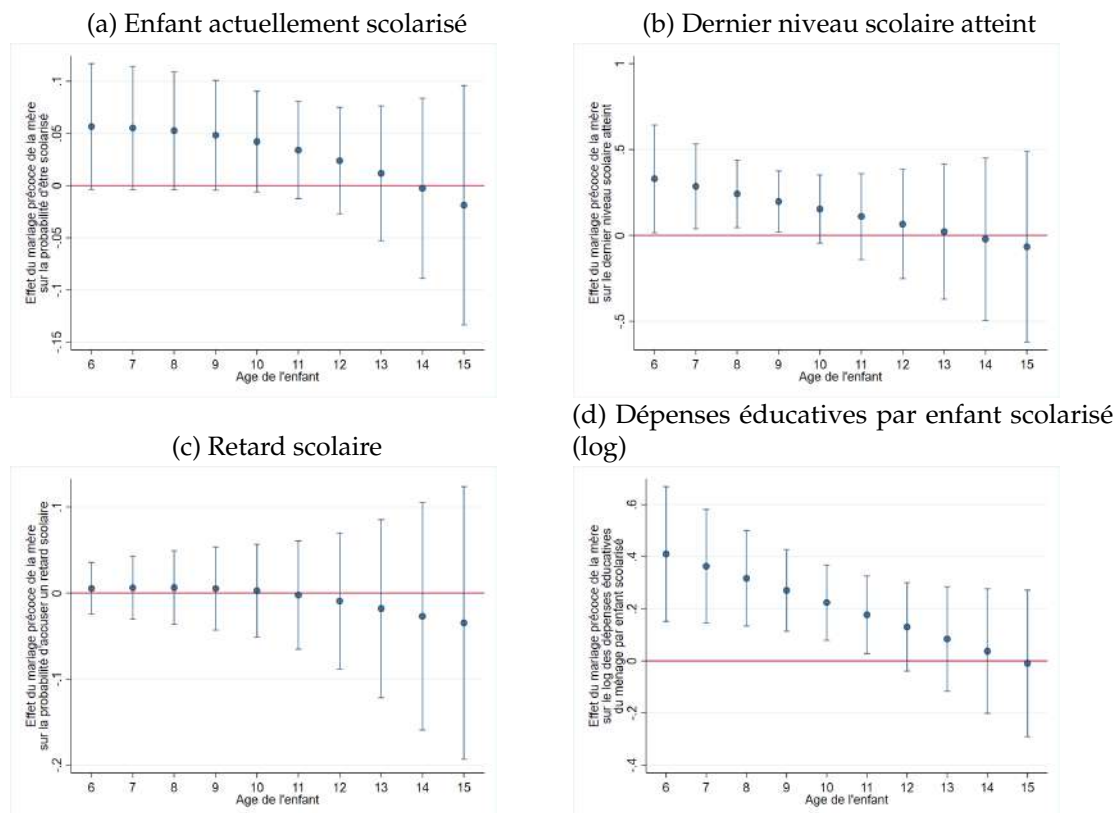
Le fait que ce soient les mères mariées depuis peu qui investissent davantage dans la scolarisation de leurs enfants peut être associé au fait qu'elles aient probablement des enfants plus jeunes. C'est pourquoi, nous regardons aussi comment l'effet du mariage précoce de la mère varie en fonction de l'âge de son enfant. Effectivement, la figure 2.3 indique que ce sont surtout les plus jeunes (les enfants de moins de 10 ans) qui bénéficient du mariage précoce de leur mère. Ces résultats peuvent être le reflet d'un changement culturel en cours au Maroc selon lequel les parents accordent de plus en plus d'importance à l'éducation, notamment quand ils en ont eux-mêmes été privés.

FIGURE 2.2 – Effet du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants en fonction de l'année où elle s'est mariée



Notes : Cette figure représente l'effet marginal d'avoir une mère qui a été mariée avant ses 15 ans en fonction de l'année de son mariage sur la probabilité que ses enfants soient scolarisés (Figure 2.2a), la dernière classe qu'ils ont complétée (Figure 2.2b), la probabilité qu'ils accusent un retard scolaire (Figure 2.2c) et le log des dépenses éducatives du ménage par enfant scolarisé (Figure 2.2d). La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 072 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 188 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ces figures reportent les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. Les variables de contrôle sont les mêmes que dans le tableau 2.3 sans l'âge de la mère car il est une combinaison linéaire de l'âge au mariage de la mère et de l'année durant laquelle elle s'est mariée. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

FIGURE 2.3 – Effet du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants en fonction de l'année où elle s'est mariée



Notes : Cette figure représente l'effet marginal d'avoir une mère qui a été mariée avant ses 15 ans en fonction de l'âge de l'enfant sur la probabilité qu'il soit scolarisé (Figure 2.2a), la dernière classe qu'il a complétée (Figure 2.2b), la probabilité qu'il accuse un retard scolaire (Figure 2.2c) et le log des dépenses éducatives du ménage par enfant scolarisé (Figure 2.2d). La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 072 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 188 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ces figures reportent les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. Les variables de contrôle sont les mêmes que dans le tableau 2.3. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

2.5 Robustesse

2.5.1 Colinéarité

Nous pourrions être inquiets que les résultats précédents soient biaisés par des problèmes de colinéarité entre les variables de contrôle introduites dans notre modèle. Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons conduit une analyse en composantes principales sur nos variables de contrôles qui nous a permis de les regrouper en 5 vecteurs mutuellement indépendants. Le premier vecteur est principalement et positivement influencé par le niveau d'éducation des parents, le revenu et les conditions de vie du ménage ainsi que le milieu de résidence. La deuxième composante est principalement et positivement influencée par l'âge de la mère et le nombre de salles de classes primaire dans la province. La troisième composante est principalement et positivement influencée par l'âge de l'enfant et le nombre de ses frères et sœurs mais négativement influencée par le nombre de salles de classe de collège. La quatrième composante reprend principalement la variable indiquant si la mère participe au marché du travail. Enfin, la cinquième composante est négativement influencée par les garçons et positivement influencé par la variable indiquant si la mère a choisi son époux ou non. Nous remplaçons alors nos variables de contrôle par ces 5 vecteurs dans le tableau 2.6. L'âge au mariage de la mère a toujours un effet négatif sur les dépenses éducatives du ménage. Les enfants dont la mère a été mariée plus tard sont aussi ceux qui ont le plus faible niveau scolaire. Ces résultats sont rassurants concernant la robustesse de nos résultats.

TABLE 2.6 – Age au mariage de la mère et scolarisation des enfants, modèles multivariés avec contrôles réduits à 5 vecteurs

	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire	Dépenses éducatives par enfant scolarisé (log)
	Logit (1)	MCO (2)	Logit (3)	MCO (4)
Age au mariage de la mère	0.008 (0.022)	-0.065*** (0.014)	0.008 (0.022)	-0.019** (0.008)
Composante 1	0.478*** (0.055)	0.292*** (0.033)	-0.321*** (0.055)	0.443*** (0.020)
Composante 2	-0.067 (0.088)	0.830*** (0.045)	0.363*** (0.073)	0.066** (0.026)
Composante 3	-0.132 (0.083)	0.849*** (0.047)	0.534*** (0.080)	0.146*** (0.026)
Composante 4	-0.030 (0.075)	-0.231*** (0.055)	0.219*** (0.077)	-0.006 (0.031)
Composante 5	-0.152* (0.077)	-0.465*** (0.060)	-0.379*** (0.085)	-0.045 (0.037)
R2 ajusté	0.10	0.39	0.12	0.38
Observations	1,309	1,309	1,072	1,188

Notes : Ce tableau reporte l'effet de l'âge au mariage de la mère sur l'éducation de ses enfants. Les variables dépendantes sont (1) une variable muette indiquant si l'enfant est actuellement scolarisé ou non, (2) la dernière classe que l'enfant a complétée, (3) une variable muette indiquant si l'enfant accuse un retard scolaire et (4) le log des dépenses annuelles d'éducation du ménage par enfant scolarisé. La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 072 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 188 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ce tableau reporte les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

2.5.2 Age du père

Dans les analyses précédentes, nous avons montré que les mères qui avaient été mariées les plus jeunes étaient celles qui investissaient le plus dans l'éducation de leurs enfants. Nous avons aussi observé que l'effet positif du mariage précoce de la mère était valable pour les plus jeunes générations, c'est-à-dire pour les mères qui se sont mariées le plus récemment et pour les plus jeunes enfants.

Ces analyses n'accordaient pas beaucoup d'importance aux caractéristiques du père de l'enfant. Nous testons ici la robustesse de nos résultats à l'introduction de l'âge du père dans nos variables de contrôle. En introduisant cette variable en plus de l'âge de la mère, nos modèles tiennent désormais compte de la différence d'âge entre les parents. Or, l'écart d'âge entre les parents peut influencer le pouvoir de décision de la mère au sein du ménage. Quand le père est beaucoup plus âgé que la mère, elle peut être davantage soumise à ses décisions.

Le tableau 2.7 montre que même une fois que l'âge du père est intégré aux variables de contrôle, on continue à observer que les ménages dans lesquels la mère a été mariée avant ses 15 ans dépensent plus dans l'éducation des enfants que les ménages dans lesquels la mère a été mariée plus tard. On trouve aussi un effet négatif persistant du mariage de la mère avant qu'elle n'ait atteint ses 20 ans sur la probabilité que ses enfants accusent un retard scolaire.

Nous intégrons aussi une variable d'interaction entre l'âge au premier mariage de la mère et l'âge du père pour voir si nous retrouvons un effet positif du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants pour les plus jeunes générations. Effectivement, on trouve que dans les ménages où la mère a été mariée avant 15 ans, les enfants ont plus de chances d'être scolarisés que ceux dont la mère a été mariée plus tard quand le père a moins de 45 ans (Figure 2.4a). Les dépenses d'éducation sont aussi plus élevées dans ce type de ménage (Figure 2.4d). Enfin, les enfants complètent davantage de niveaux scolaires

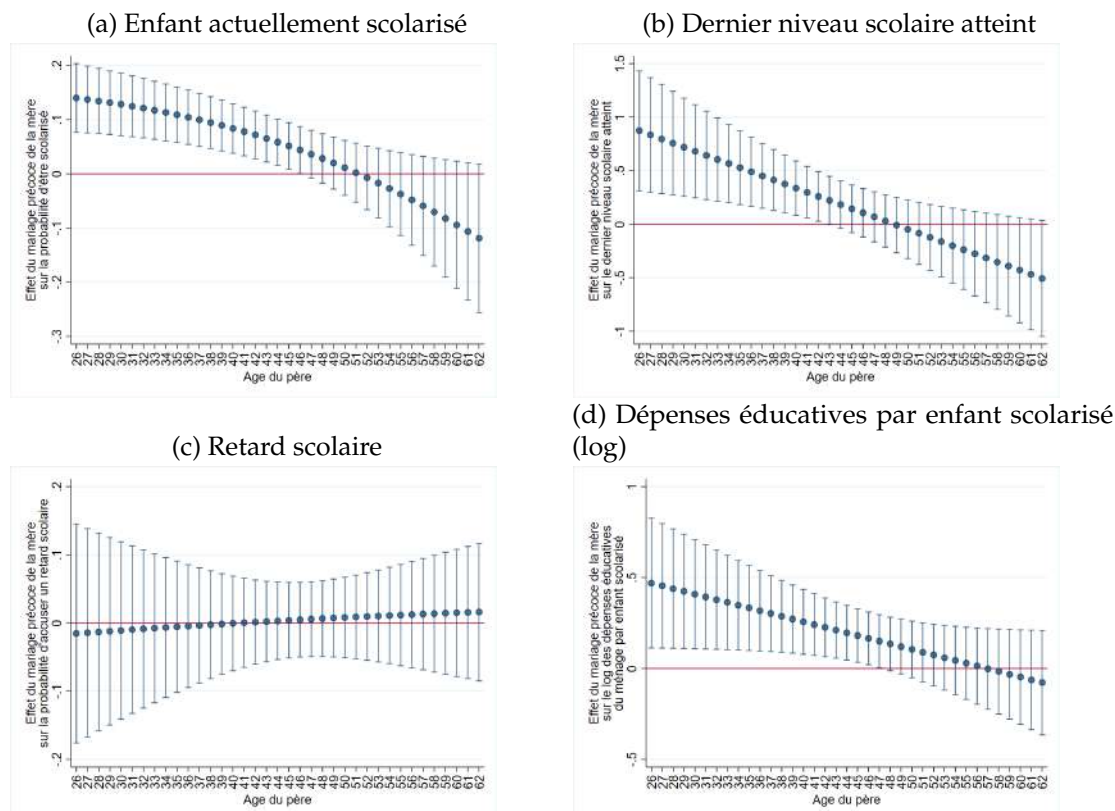
quand leur mère a été mariée avant 15 ans que quand leur mère a été mariée plus tard mais uniquement quand leur père a moins de 42 ans. C'est résultats sont rassurants concernant notre analyse d'un changement social en cours au Maroc qui conduirait les plus jeunes parents à investir davantage dans l'éducation de leurs enfants, surtout quand la mère a particulièrement été victime des inégalités de genre.

TABLE 2.7 – Effets de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants, modèles multivariés tenant compte de l'âge du père

	Enfant actuellement scolarisé	Dernier niveau scolaire atteint	Retard scolaire	Dépenses éducatives par enfant scolarisé (log)
	Logit (1)	MCO (2)	Logit (3)	MCO (4)
Mère mariée avant 15 ans	0.028 (0.025)	0.082 (0.139)	0.005 (0.033)	0.163* (0.088)
Age du père	0.000 (0.002)	0.013* (0.008)	-0.003 (0.002)	0.019*** (0.005)
<i>R2 ajusté</i>	0.24	0.63	0.23	0.40
Mère mariée avant 18 ans	0.025 (0.019)	0.042 (0.096)	-0.017 (0.024)	-0.019 (0.066)
Age du père	0.000 (0.002)	0.013* (0.008)	-0.003 (0.002)	0.020*** (0.005)
<i>R2 ajusté</i>	0.24	0.63	0.23	0.39
Mère mariée avant 20 ans	0.002 (0.023)	0.085 (0.103)	-0.055* (0.028)	0.122 (0.084)
Age du père	0.000 (0.002)	0.012 (0.008)	-0.003 (0.002)	0.018*** (0.005)
<i>R2 ajusté</i>	0.24	0.63	0.24	0.40
Observations	1,303	1,303	1,066	1,184

Notes : Les parties 1, 2 et 3 de ce tableau reportent respectivement l'effet que la mère ait été mariée avant 15, 18 ou 20 ans sur l'éducation de ses enfants. Les variables dépendantes sont (1) une variable muette indiquant si l'enfant est actuellement scolarisé ou non, (2) la dernière classe que l'enfant a complétée, (3) une variable muette indiquant si l'enfant accuse un retard scolaire et (4) le log des dépenses annuelles d'éducation du ménage par enfant scolarisé. La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 066 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 184 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ce tableau reporte les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. Les variables de contrôle sont les mêmes que dans le tableau 2.3 auxquelles nous avons ajouté une variable mesurant l'âge du père de l'enfant. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

FIGURE 2.4 – Effet du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants en fonction de l'âge du père



Notes : Cette figure représente l'effet marginal d'avoir une mère qui a été mariée avant ses 15 ans en fonction de l'âge du père de l'enfant sur la probabilité qu'il soit scolarisé (Figure 2.2a), la dernière classe qu'il a complétée (Figure 2.2b), la probabilité qu'il accuse un retard scolaire (Figure 2.2c) et le log des dépenses éducatives du ménage par enfant scolarisé (Figure 2.2d). La variable de retard scolaire ne peut être mesurée que pour les enfants actuellement scolarisés. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 066 enfants. Les dépenses éducatives par enfant scolarisé ne sont disponibles que pour les ménages ayant des enfants qui vont à l'école. C'est pourquoi, le modèle sur cette variable n'est estimé que pour 1 184 enfants. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité d'être actuellement scolarisé et d'accuser un retard scolaire est estimé grâce à un modèle logit tenant compte des poids d'enquête. Ces figures reportent les effets marginaux associés à chaque variable. L'effet de l'âge au mariage de la mère sur la dernière classe complétée et sur le log des dépenses éducatives du ménage est estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires tenant compte des poids d'enquête. Les variables de contrôle sont les mêmes que dans le tableau 2.3. L'échantillon est restreint aux enfants âgés de 6 à 15 ans. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Les standard errors sont indiquées entre parenthèses. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

2.6 Conclusion

Le mariage précoce est une atteinte aux droits de l'enfant pour plusieurs raisons. Tout d'abord, il viole le droit selon lequel le mariage ne peut être conclu qu'avec le libre et plein consentement des futurs époux¹⁵ étant donné qu'un enfant ne peut donner son plein consentement à une décision pour laquelle il n'est pas suffisamment mature. Deuxièmement, le mariage précoce est souvent associé à un moindre accès à la scolarisation. Enfin, le mariage précoce conduit bien souvent à des grossesses précoces qui peuvent avoir des conséquences désastreuses pour la santé de la mère et de son enfant.

Au Maroc, environ 32% des femmes mariées, divorcées ou veuves ont été mariées avant leurs 18 ans (HCP, 2019). L'objet de notre étude était de voir si l'âge au mariage de la mère avait un effet sur la scolarisation de ses enfants. D'un côté les parents pourraient avoir tendance à reproduire pour leurs enfants les schémas culturels dans lesquels ils ont évolué. D'un autre côté, les changements culturels de la société marocaine, la loi de 2004 interdisant le mariage des enfants et les efforts du gouvernement marocain pour améliorer l'accès à l'instruction de tous les enfants auraient pu sensibiliser les parents sur l'importance de l'éducation et le manque d'opportunités subi par les femmes qui se marient relativement jeunes. Il est donc possible que les femmes qui ont été mariées jeunes souhaitent offrir plus d'opportunités qu'elles n'en ont eu à leurs enfants.

En nous appuyant sur les données MHYS, nous avons alors observé l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la probabilité que ses enfants soient scolarisés, la dernière classe qu'ils ont complétée, la probabilité qu'ils accusent un retard scolaire et les dépenses éducatives du ménage. Nos résultats indiquent que les mères mariées jeunes investissent davantage dans l'éducation de leurs enfants, surtout de leurs filles. En effet, les dépenses d'éducation du ménage diminuent avec l'âge au mariage de la mère tandis que la dernière classe complétée par les filles est plus élevée quand leur mère a été mariée jeune. Quand elle a été mariée avant 15 ans, ses filles ont aussi plus de chances d'être scolarisées.

On observe que nos résultats sont valides pour les plus jeunes générations,

15. [Déclaration Universelle des Droits de l'Homme, Article 16.2](#)

c'est-à-dire pour les mères qui ont été mariées le plus récemment et pour les plus jeunes enfants. Ils pourraient ainsi être le reflet d'un changement social en cours au Maroc selon lequel les parents souhaiteraient que leur fille puisse gagner en autonomie grâce à un niveau d'éducation plus élevé et potentiellement grâce à un mariage plus tardif.

Pour vérifier si les ménages dans lesquels les mères ont été mariées jeunes ont effectivement tendance à repousser le mariage de leur fille, il faudrait pouvoir avoir accès à des informations sur les enfants qui résident en dehors du ménage. Ce n'est pas le cas avec les données MHYS. Il serait aussi idéal de connaître l'âge auquel la mère a atteint sa puberté pour pouvoir utiliser une méthode de variables instrumentales qui nous permettrait d'ôter tous les doutes concernant de potentiels biais d'endogénéité dans nos résultats.

Aussi, les données MHYS ont été collectées en 2009-2010. Depuis, le Maroc a continué sa transition vers un accès quasi universel à l'éducation primaire et secondaire mais souffre d'un déficit de confiance dans son système éducatif du fait de ses maigres performances aux évaluations internationales des acquis des élèves. Par ailleurs, le mariage précoce y reste assez fréquent malgré son interdiction. Les chocs économiques associés à l'épidémie de Covid-19 qui a fortement touché le pays pourraient aussi conduire les ménages à accélérer le mariage de leur fille afin de faire face à ces chocs. En résumé, nos résultats apportent une perspective optimiste pour l'amélioration de la condition des filles au Maroc mais mériteraient d'être actualisés pour vérifier si cette vision optimiste a été réalisée dans les faits.

Bibliographie

- Afridi, F. (2010). Women's empowerment and the goal of parity between the sexes in schooling in India. Population studies, 64(2) :131–145.
- Allendorf, K. (2007). Do women's land rights promote empowerment and child health in Nepal? World development, 35(11) :1975–1988.
- Asadullah, M. N. and Wahhaj, Z. (2019). Early marriage, social networks and the transmission of norms. Economica, 86(344) :801–831.
- Auvert, B., Buve, A., Ferry, B., Carael, M., Morison, L., Lagarde, E., Robinson, N. J., Kahindo, M., Chege, J., Rutenberg, N., et al. (2001). Ecological and individual level analysis of risk factors for HIV infection in four urban populations in sub-Saharan Africa with different levels of HIV infection. Aids, 15 :S15–S30.
- Banerji, R., Berry, J., and Shotland, M. (2017). The impact of maternal literacy and participation programs : Evidence from a randomized evaluation in India. American Economic Journal : Applied Economics, 9(4) :303–37.
- Beegle, K., Frankenberg, E., and Thomas, D. (2001). Bargaining power within couples and use of prenatal and delivery care in Indonesia. Studies in family planning, 32(2) :130–146.
- Caldwell, J. C., Reddy, P. H., and Caldwell, P. (1983). The causes of marriage change in South India. Population studies, 37(3) :343–361.
- Chari, A. V., Heath, R., Maertens, A., and Fatima, F. (2017). The causal effect of maternal age at marriage on child wellbeing : Evidence from India. Journal of Development Economics, 127 :42–55.
- Chevalier, A. (2004). Parental education and child's education : A natural experiment. Technical Report 1153, IZA discussion paper.
- Chevalier, A., Denny, K., and McMahon, D. (2003). A multi-country study of inter-generational educational mobility. Technical report, Centre for Economic Research Working Paper Series.

- Christiaensen, L. and Alderman, H. (2004). Child malnutrition in Ethiopia : can maternal knowledge augment the role of income? Economic Development and cultural change, 52(2) :287–312.
- Clark, S. (2004). Early marriage and HIV risks in sub-Saharan Africa. Studies in family planning, 35(3) :149–160.
- Clark, S., Bruce, J., and Dude, A. (2006). Protecting young women from HIV/AIDS : the case against child and adolescent marriage. International family planning perspectives, pages 79–88.
- Commission Spéciale Education Formation (1999). Charte nationale d'éducation et de formation. Technical report, Royaume du Maroc.
- Currie, J. and Moretti, E. (2003). Mother's education and the intergenerational transmission of human capital : Evidence from college openings. Quarterly Journal of Economics, 118(4) :1495–1532.
- Delprato, M., Akyeampong, K., and Dunne, M. (2017). Intergenerational Education Effects of Early Marriage in Sub-Saharan Africa. World Development, 91 :173–192.
- Doss, C. (2013). Intrahousehold bargaining and resource allocation in developing countries. The World Bank Research Observer, 28(1) :52–78.
- Ezzrari, A. (2021). La situation socioéconomique des femmes au Maroc : ou comment le statut matrimonial conditionne la prise en charge des enfants. [Refeco.org](https://refeco.org). Dernière consultation : 2021-06-03.
- Field, E. and Ambrus, A. (2008). Early marriage, age of menarche, and female schooling attainment in Bangladesh. Journal of political Economy, 116(5) :881–930.
- Glewwe, P. (1999). Why does mother's schooling raise child health in developing countries? Evidence from Morocco. Journal of human resources, pages 124–159.
- Glick, P., Randrianarisoa, J. C., and Sahn, D. E. (2011). Family background, school characteristics, and children's cognitive achievement in Madagascar. Education Economics, 19(4) :363–396.

- Glick, P. and Sahn, D. E. (2000). Schooling of girls and boys in a West African country : the effects of parental education, income, and household structure. Economics of education review, 19(1) :63–87.
- Hamdouch, B., Mghari, M., Nadifi, R., and Gillot, G. (2018). Résultats de l'enquête IMAGES sur les hommes et l'égalité des sexes menées dans la région de Rabat-Salé-Kénitra. Technical report, ONU Femmes and Promundo.
- HCP (2014). Recensement général de la population et de l'habitat de 2014. Caractéristiques démographiques et socio-économiques de la population. rapport national. Technical report, Haut-Commissariat au Plan, Hay Riad, Rabat – Maroc.
- HCP (2019). Rapport sur les violences faites aux femmes et aux filles. Technical report, Haut-Commissariat au Plan, Hay Riad, Rabat – Maroc.
- Huisman, J. and Smits, J. (2015). Keeping Children in School : Effects of Household and Context Characteristics on School Dropout in 363 Districts of 30 Developing Countries. SAGE Open, 5(4).
- Igei, K., Yuki, T., et al. (2015). Determinants of school enrollment of girls in rural Yemen : Parental aspirations and attitudes toward girls' education. Technical Report 107, JICA-Research Institute.
- Jensen, R. and Thornton, R. (2003). Early female marriage in the developing world. Gender & Development, 11(2) :9–19.
- Kidman, R. (2017). Child marriage and intimate partner violence : a comparative study of 34 countries. International journal of epidemiology, 46(2) :662–675.
- Lillard, L. A. and Willis, R. J. (1994). Intergenerational educational mobility : effects of family and state in Malaysia. Journal of Human Resources, 29(4) :1126–1166.
- Lopez-Acevedo, G., Devoto, F., Morales, M., and Roche Rodriguez, J. (2021). Trends and determinants of female labor force participation in morocco : An initial exploratory analysis. Technical Report Policy Research Working Paper 9591, World Bank Group.

- Maitra, P. (2004). Parental bargaining, health inputs and child mortality in India. Journal of health economics, 23(2) :259–291.
- Majlesi, K. (2016). Labor market opportunities and women’s decision making power within households. Journal of Development Economics, 119 :34–47.
- MEN (2010). Recueil statistiques de l’éducation 2009-2010. Technical report, Ministère de l’Education Nationale.
- Mourji, F. and Ezzrari, A. (2016). Analyse économique de la situation de la femme au Maroc., pages 153–168. Empreintes Edition.
- Nour, N. M. (2006). Health consequences of child marriage in africa. Emerging infectious diseases, 12(11) :1644.
- OFPPA (2017). Les mariages forcés au maroc. ofppa.gouv.fr.
- Organisation Mondiale de la Santé (2016). Global health estimates 2015 : deaths by cause, age, sex, by country and by region, 2000-2015. Technical report, OMS, Geneva.
- Perez-Alvarez, M. and Favara, M. (2020). Maternal age and offspring human capital in India. Technical Report CSAE Working Paper Series 2020-15, Centre for the Study of African Economies, University of Oxford.
- Prettitore, P. S. (2015). Family law reform, gender equality, and underage marriage : A view from morocco and jordan. The Review of Faith & International Affairs, 13(3) :32–40.
- Quisumbing, A. R. and Maluccio, J. A. (2003). Resources at marriage and intrahousehold allocation : Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 65(3) :283–327.
- Raj, A., Saggurti, N., Balaiah, D., and Silverman, J. G. (2009). Prevalence of child marriage and its effect on fertility and fertility-control outcomes of young women in India : a cross-sectional, observational study. The Lancet, 373(9678) :1883–1889.
- Rangel, M. A. (2006). Alimony rights and intrahousehold allocation of resources : evidence from Brazil. The Economic Journal, 116(513) :627–658.

- Rosenzweig, M. R. and Wolpin, K. I. (1994). Are There Increasing Returns to the Intergenerational Production of Human Capital? Maternal Schooling and Child Intellectual Achievement. The Journal of Human Resources, 29(2) :670.
- Sabbe, A., Oulami, H., Hamzali, S., Oulami, N., Le Hjjir, F. Z., Abdallaoui, M., Temmerman, M., and Leye, E. (2015). Women's perspectives on marriage and rights in Morocco : risk factors for forced and early marriage in the Marrakech region. Culture, health & sexuality, 17(2) :135–149.
- Sekhri, S. and Debnath, S. (2014). Intergenerational Consequences of Early Age Marriages of Girls : Effect on Children's Human Capital. Journal of Development Studies, 50(12) :1670–1686.
- Sunder, N. (2019). Marriage age, social status, and intergenerational effects in Uganda. Demography, 56(6) :2123–2146.
- Wahhaj, Z. (2018). An economic model of early marriage. Journal of Economic Behavior & Organization, 152 :147–176.

Chapitre 3

Conditional Cash Transfers and the Learning Crisis : Evidence from Tayssir Scale-up in Morocco

De ce chapitre est extrait un article co-écrit avec Jules Gazeaud (NOVA-FRICA), actuellement en révision et disponible dans sa version Working Paper sur le portail HAL de l'UCA

3.1 Introduction

The last decades have witnessed impressive progress in access to education in developing countries. The share of primary school-aged children out of school in low- and middle-income countries has considerably declined between 1998 and 2018, from 19 percent to 9 percent.¹ As part of the global efforts to raise basic education, targeted conditional cash transfer (CCT) programs have been proven particularly effective (see e.g. [Fiszbein and Schady, 2009](#); [Baird et al., 2011, 2014](#); [Garcia and Saavedra, 2017](#)). CCT programs provide regular cash transfers to poor families contingent on specific behaviors such as school enrollment and regular attendance. These programs started in the late 1990s in Mexico and quickly became the public policy of choice to fight poverty and low enrollment in the developing world. Today, at least 63 countries operate CCT programs, often at a national scale ([Bastagli et al., 2016](#)).

Despite robust evidence of positive effects on enrollment, less is known about their impacts in terms of learning achievement. This gap in the literature is problematic because the decision to implement CCT programs is generally motivated by the ultimate objective of enhancing human capital and breaking the inter-generational transmission of poverty. Positive effects on enrollment point to the potential for such longer-term benefits, but recent studies suggest that “schooling is not learning” ([Pritchett, 2013](#)), and that education systems in developing countries can produce alarmingly low test scores in international assessments ([Kremer et al., 2013](#); [Bold et al., 2017](#)).² Although most children in the developing world are now enrolled in school, less than half are able to read and understand a simple text at the age of 10 ([World Bank, 2019](#)). Documenting whether enrollment gains from CCT programs translate into sustained learning

1. Source : World Bank's World Development Indicators.

2. This situation has been characterized as a “learning crisis” by the international community ([World Bank, 2018](#)).

benefits therefore seems of crucial importance. However, credibly estimating such effects is challenging, as successful interventions often expand to the control group after the evaluation period.

This paper aims to provide new evidence on the effects of CCT programs on learning in primary school. We study this question in the context of Morocco where the average performances of students are very low compared to international standards : the country ranked 73 over 78 countries in the latest PISA assessment. Morocco's conditional cash transfer program, known as *Tayssir*, began operating in 2008 and quickly became the flagship education policy of a government strongly committed to fight school dropout. A randomized evaluation of the pilot found large gains in school participation ([Benhassine et al., 2015](#)). Following this evaluation, the program was scaled-up and targeted all municipalities with poverty rate above 30% (and all households with children aged 6-15 within these municipalities). Between 2010 and 2018, up to 800,000 children in 434 municipalities received regular cash transfers that were conditional on school enrollment and attendance. Annual transfers were equivalent to between 6% (in grades 1 and 2) and 10% (in grades 5 and 6) of the average annual spending per capita. Because transfer allocation has remained remarkably stable between 2010 and 2018, this program offers an ideal setup to study the effects of conditional cash transfers on outcomes such as learning which require cumulative investments.

We exploit the fact that eligibility was determined on the basis of the poverty rate of each municipality to conduct a fuzzy regression discontinuity analysis. Municipalities were eligible to receive *Tayssir* if they had a poverty rate above 30% according to the poverty map of 2004. We find that this 30% cut-off is highly predictive of *Tayssir* allocation. We use novel administrative data from the information system of the Ministry of Education of Morocco to explore the effects of the program on enrollment, achievement, and learning. This system was launched in 2013. It provides unique identification for all students in Morocco and is cited by [Abdul-Hamid \(2017\)](#) as an example of successful education management information system – although to our knowledge it has never been used by academics. To conduct this research, Morocco's Ministry of Education granted access to anonymized information for all primary school students in municipalities with poverty rates between 20% and 40% in 2004. Overall, our

sample contains over 8,700 schools and 900,000 students in each year of the 2013-2018 period.

We first assess program effects on dropout rates and check for possible differences with [Benhassine et al. \(2015\)](#) estimates on the pilot. This exercise is important because impacts may differ as programs are taken to scale ([Banerjee et al., 2017](#)). We find that the program reduced dropout in all grades of primary school : the grade-specific dropout rate decreased by 1.3 percentage points on average (which corresponds to more than one third of the sample mean). We find larger effects for girls. These estimates are fully consistent with those of [Benhassine et al. \(2015\)](#) on the pilot.

We then study the impacts of the program on test scores at the graduation exam at the end of primary school. We correct for selection issues arising from differential dropout rates by imputing test scores corresponding to different degrees of selection into dropout. These estimates provide lower and upper bounds to the true effect of the program on test scores. The results indicate that continued exposure to the program during whole primary school did not lead to significant improvements in test scores and in fact reduced the scores of boys by between 0.10 and 0.18 SD.

We discuss different mechanisms that could be driving these results and we test whether the program constrained learning by putting additional pressure on existing educational resources in beneficiary areas. We identify a sizable and positive impact of the program on class size which in turn had negative effects on graduation scores. Class size in beneficiary areas increased by as much as 3.6 students in grade 6, which corresponds to 12% of the average class size in the sample (30.7 students). We use an IV strategy to examine whether this increase in class size had negative effects on test scores. More specifically, we instrument class size by the eligibility cutoff and find that the increase in class size induced by the program had negative effects on test scores within the sample of boys : increasing class size by one student led to test scores 0.03 to 0.05 SD lower for boys in beneficiary municipalities.

More reassuringly, we find that the program increased the probability of enrollment in secondary school by 4.5 percentage points (equivalent to a 7% increase relative to the sample mean of 63.8%), with stronger effects for girls (7

percentage points or 11% relative to the sample mean of 64.4%).

These results contribute to three strands of the literature. First, they provide novel insights on the longer-term effects of conditional cash transfer programs. In a recent review, [Molina Millán et al. \(2019\)](#) document positive effects on grades completion and school attainment,³ but mixed evidence on learning. Evaluations in Nicaragua ([Barham et al., 2017](#)) and Colombia ([Duque et al., 2019](#)) find positive impacts on test scores, contrasting with non-significant effects reported for programs in Mexico ([Behrman et al., 2005](#); [Dustan, 2020](#)), Colombia ([Baez and Camacho, 2011](#)), Cambodia ([Filmer and Schady, 2014](#)), Nicaragua ([Barham et al., 2018](#)) and Malawi ([Baird et al., 2019](#)).⁴ Our paper adds to this literature by estimating the effects of a flagship program implemented by the government of Morocco. Unlike most previous studies, which evaluated relatively limited exposures to cash transfers, in this paper we focus on effects corresponding to an exposure during whole primary school. We find that the program did not lead to learning gains in primary school and actually had negative effects on boys test scores. In addition, we emphasize a new channel through which the program might have constrained learning : by increasing class size in municipalities targeted by the program. This channel of impact may be particularly relevant in settings where transfers are geographically targeted with no particular measures to absorb the extra influx of students.

Second, this paper contributes to our understanding of the effect of class size on students performances. Students assigned to smaller classes typically exhibit higher test scores ([Krueger, 1999](#); [De Giorgi et al., 2012](#)) and benefit from welfare gains in the long-term ([Chetty et al., 2011](#); [Fredriksson et al., 2013](#)). However, results vary across contexts and have been more modest in the case of rule-induced class size reductions ([Urquiola, 2006](#); [Angrist et al., 2019](#)). They also often depend on peer characteristics ([Hoxby, 2000](#); [Dobbelsteen et al., 2002](#); [Firmino et al., 2018](#)). For example, in Kenya, children randomly assigned to classes with more high-performing peers achieved higher tests ([Duflo et al., 2011](#)). To the best of our knowledge, we provide the first estimate of the effects

3. For example, [Cahyadi et al. \(2020\)](#) find a positive effect of CCT programs on high school completion rates in Indonesia – found also in Mexico ([Parker and Vogl, 2018](#)), Colombia ([Barrera-Osorio et al., 2019](#)), and Honduras for non-indigenous populations ([Molina Millán et al., 2020](#)).

4. Evidence on unconditional transfers points to either null or negative effects on test scores ([Ponce and Bedi, 2010](#); [Akresh et al., 2013](#); [Araujo et al., 2017](#); [Avitabile et al., 2019](#)).

of variations in class size induced in the context of a CCT program. Our results suggest that these variations can have a negative effect on children test scores.

Finally, we contribute to the emerging literature on the scale-up of development programs by analyzing whether *Tayssir* intervention in Morocco – whose pilot has been proven particularly successful to increase enrollment (Benhassine et al., 2015) – achieves similar effects once implemented at a national scale. While recent studies suggest that effects could be smaller (Banerjee et al., 2017; Muralidharan and Niehaus, 2017; Bold et al., 2018; Vivalt, 2020), we find that in this setting the effects of the program remained very stable despite the ten-fold increase in the number of beneficiaries and the expansion to numerous new locations. If anything, this evidence is reassuring regarding the ability of pilot evaluations to produce insightful estimates of at-scale impacts.

The rest of the paper structures as follows : section 2 presents the background of our study, section 3 describes the data and the main variables of interest, section 4 presents the empirical strategy, section 5 shows the results. The last section concludes.

3.2 Background

3.2.1 Education in Morocco

Public education in Morocco is completely governed by the Ministry of Education (MENFPESRS or *Ministère de l'Éducation Nationale, de la Formation Professionnelle, de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique*). Private education remains low despite a sizable expansion during the past decade (especially in urban areas).⁵ In rural areas, schools are typically organized into clusters consisting of a central, relatively well-resourced school and several smaller satellites. The latter are often one-room schools with one teacher. According

5. The share of students enrolled in private schools has doubled between 2007 and 2017, from 8.4% to 16.7% for primary education, and from 4% to 9.3% for lower secondary education (source : [Atlas territorial de l'enseignement privé 2018](#)). In 2018, 61.4% of the students enrolled in private primary education were living in the most urbanized regions of Casablanca-Settat, Rabat-Salé-Kénitra and Fès-Meknès ([Ministry of Education, 2018](#)).

to [Soumaya et al. \(2018\)](#), the quality of education in these schools is particularly low. Primary schools include grades 1 through 6 (generally attended by children aged 6 to 12) and lower secondary schools include grades 7 through 9 (generally attended by children aged 13 to 15). Each cycle ends by a final graduation exam. Our article focuses on the exam at the end of primary school, which covers Arabic, Islamic education, French and Math. To access secondary education, students are required to get at least 5/10 at this exam. Half of the grade relies on continuous assessment, a quarter on a school exam at the end of the first semester, and the last quarter on a provincial exam at the end of the year. In 2014, 84% of the students who took this exam passed it ([Soumaya et al., 2018](#)).

The average performances of Moroccan students are very low compared to international standards. For example, Morocco ranked 73 over 78 countries in the latest PISA assessment. According to [Soumaya et al. \(2018\)](#), there are several factors that explain the low performances of Morocco in terms of learning. First, teachers often lack formal education and pedagogical skills : 40% of fourth-grade teachers have no formal post-secondary education (international average : 3%),⁶ and 66% have not participated in any training during the past two years (international average : 16%) ([CSEFRS, 2019](#)). Second, learning is still largely based on memory even if a new curriculum prioritizing skills-based learning was adopted in 2002. Third, instruction is provided in unified modern Arabic whereas the mother tongue of most students is *Darija* (Moroccan Arabic) or *Amazigh* (Moroccan Berber).⁷ Finally, enrollment in early childhood education remains relatively low. During school year 2015-2016, only 43% of children aged 4 to 5 were enrolled in early childhood education, of which 39.5% were enrolled in religious schools.⁸

6. Until 2007, only a higher secondary school level was required to be a teacher. Since 2007, at least three years of post-secondary education in a Regional Center for Education and Training Professions are required.

7. People typically communicate using *Darija* (90.9%) or *Amazigh* (26.8%) but not Modern Arabic ([Ministry of Education, 2018](#)). By 2030, *Amazigh* should become an instruction language ([Soumaya et al., 2018](#)).

8. Source : [Ministry of Education, 2015-2016 statistical yearbook](#).

3.2.2 The Tayssir conditional cash transfer program

Tayssir began operating in 2008 and quickly became the flagship education program of a government strongly committed to fight school dropout. *Tayssir* provides bi-monthly cash transfers to the parents of children aged 6-15 conditional on school enrollment and regular attendance. The monthly transfer per child is increasing with grade : from US\$8 in grades 1 and 2, to US\$10 in grades 3 and 4, to US\$13 in grades 5 and 6, and to US\$18 in grades 7 to 9.⁹ Transfers are perceived for all school months (10 months) in which an eligible child attend school regularly (i.e. at most 4 absences in primary school, and 6 absences in lower secondary school). Annual transfers for children complying with this condition correspond to between 6% (in grades 1 and 2) and 13% (in grades 7 to 9) of the average annual spending per capita in rural areas.¹⁰ Transfers are restricted to a maximum of three children per household. Parents can withdraw the cash transfers at the local post office, or, in remote areas, upon the visit of mobile cashiers. During school years 2015/16 and 2016/17, the program was plagued by liquidity issues, causing important delays in payments (*L'Economiste*, 2017).

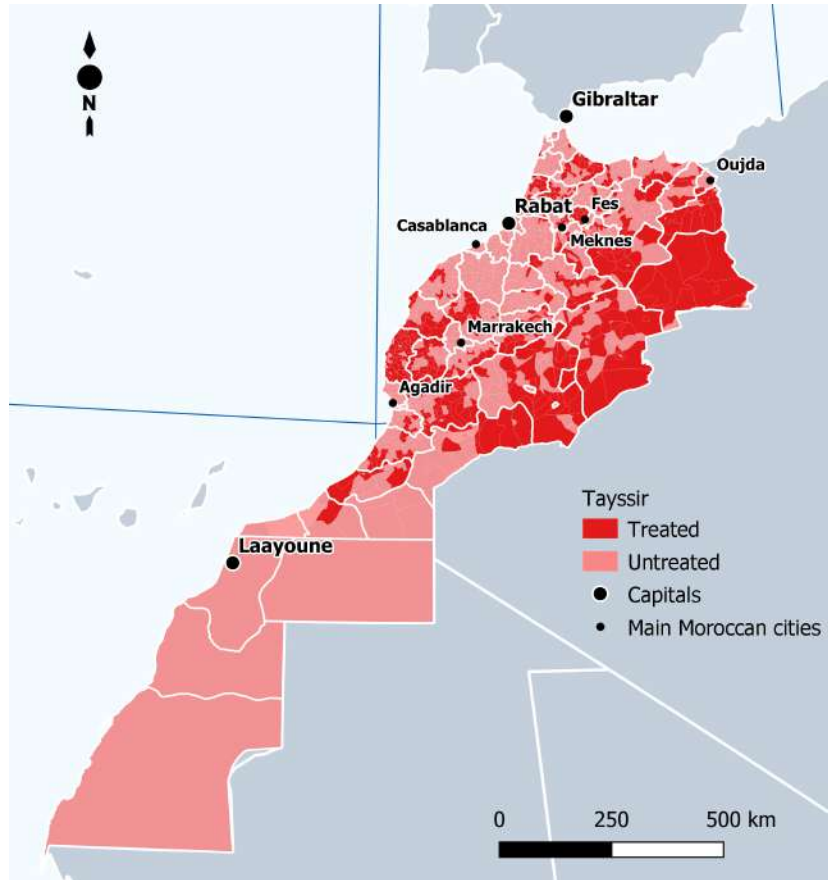
Started as a pilot in 2008, *Tayssir* was then rolled-out to 434 poor, rural municipalities in 2010. By the end of 2010, it had already expanded to cover 609,000 children. Municipalities were eligible to receive *Tayssir* if they had a poverty rate above 30 percent according to the poverty map of Morocco's *Haut Commissariat au Plan*.¹¹ The treatment status of Morocco's 1,687 municipalities is shown in Figure 3.1. Initially all primary school children within treated municipalities were eligible for the transfers. In subsequent years, in order to follow the various cohorts of beneficiaries, the program was gradually expanded to lower secondary school (i.e. grades 7 to 9), ultimately reaching around 800,000 children annually. Most recently, during the 2018/19 school year, an important reform enacted a fourfold increase in budget and the expansion to beneficiaries in new

9. We use the 2008 exchange rate of 7.75 Moroccan dirhams for one US dollar (but this rate has remained relatively stable over time).

10. Authors' calculations using data from the *Enquête Nationale sur la Consommation et les Dépenses des Ménages 2013/14*. Because the program was targeted towards the poorest municipalities, these estimates should be interpreted as lower bounds.

11. Eligible municipalities were also supposed to have school dropout rates above 8 percent, but in practice this condition was never enforced (according to our discussions with program officials).

FIGURE 3.1 – Municipalities receiving *Tayssir*



Notes : This map depicts the treatment status of the different municipalities. Plain white lines correspond to provinces' administrative borders. Dotted white lines correspond to municipalities' administrative borders.

Source : Authors' elaboration using treatment data from the *Haut-Commissariat au Plan*.

municipalities using proxy means testing (Médias24, 2018). The present paper focuses on the period prior to this reform.

Benhassine et al. (2015) evaluate the impacts of *Tayssir* pilot with a special focus on the importance of conditions and recipient gender. The authors compare households assigned to four variants of *Tayssir* and to a control group : (i) “labeled” cash transfers (LCT) to mothers, (ii) “labeled” cash transfers to fathers, (iii) conditional cash transfers to mothers, and (iv) conditional cash transfers to fathers. “Labeled” cash transfers were not conditional on school attendance but explicitly labeled as assistance for education costs.¹² Outcomes were measured two years after the start of the program. The authors find large and similar impacts on school participation under all versions of the program. The dropout rate decreased by 62 percent over the 2-year period for children in households receiving CCT to fathers. The reduction in dropout was somewhat larger for girls (8.3 p.p. from a base of 12 percent) than for boys (4.8 p.p. from a base of 8.3 percent). Interestingly, the authors document that the program increased parents’ beliefs about the returns to education, suggesting that the decrease in dropout may operate through an information effect whereby transfers are interpreted by parents as a signal of the value of education. The authors also administered an ASER arithmetic test to a random subset of children at endline (i.e. after two years of transfers).¹³ They find small, non-significant effects on standardized test scores (0.04 SD for CCT to fathers), and no evidence of heterogeneous effects by gender. Because the test was administered at home, these estimates do not suffer from selection issues due to differential dropout rates across experimental groups. However, measuring effects within the first two years of the program may be insufficient to capture effects on outcomes such as learning which typically require cumulative investments over an extended period. The main objective of this paper is to analyze whether program effects on learning emerge for children exposed to six years of cash transfers (i.e. during all their primary education). In addition, we assess whether positive effects on enrollment persist at scale.

12. In what follows, we discuss only the effects of CCT to fathers but results are very similar for LCTs and CCT to mothers. The version that was ultimately rolled-out consists in a CCT given to one of the parents.

13. ASER is a mathematics test measuring the ability of children to perform basic arithmetic such as recognizing a one-digit or two-digit number, performing a subtraction, and performing a division.

3.3 Data

This study collates data from three primary sources. First, we rely on the poverty rate in the 2004 poverty map built by the Morocco's *Haut-Commissariat au Plan* (this rate was used to determine eligibility to the program). Second, we rely on *Aiddata* geoquery tool to compile pre-program data on nighttime lights, population density, land occupation, and distances. These data are used to conduct balance checks. Third, we use data from *MASSAR*, the information system of Morocco's Ministry of Education, to construct the outcomes of interest. The rest of this section gives more details on *MASSAR* and on the outcomes of interest.

3.3.1 The *MASSAR* database

MASSAR was officially launched in 2013 with the aim of providing unique identification for all students in Morocco. It is cited by [Abdul-Hamid \(2017\)](#) as an example of successful education management information system. In *MASSAR*, teachers and school directors enter information on students (age, gender, performances) using a dedicated website or mobile application. Every student receives a unique ID number for the entire duration of her education which allows to track them throughout their schooling experience even if they migrate or move to a different school. *MASSAR* also includes information at the school level, such as the municipality of the school, the number of classes per level, the number of teachers per class, and the number of rooms.

To conduct this research, Morocco's Ministry of Education granted access to a subset of *MASSAR*. In particular, we obtained anonymized information for all primary school students in municipalities with poverty rates in the range [20%, 40%] in 2004.¹⁴ ID numbers were used to follow students even if they had migrated or moved to schools outside the 20-40% interval within the

14. We took into account both practical and methodological considerations. On the practical side, it would have been particularly challenging for our partners at the Ministry of Education to extract data for more students. On the methodological side, given our regression discontinuity design, it seemed preferable to sample within a relatively narrow range around the targeting cut-off in order to maximize statistical power ([Cattaneo et al., 2019b](#)).

2013-2018 period (this is crucial to avoid considering as dropouts the students who moved to schools outside the sample). Map C1 shows that the set of municipalities with poverty rates inside the 20-40% interval is relatively well scattered across Morocco. The only provinces with no sampled municipalities are those in Western Sahara and in the greater Casablanca-Rabat area.

According to Abdul-Hamid (2017) and to our own discussions with Moroccan officials, MASSAR covers the universe of students. Table 3.1 further shows that the number of students and schools in our sample has remained remarkably stable over time. This is consistent with the fact that MASSAR was immediately operational at scale. Overall, our sample contains about 8,700 schools and 900,000 students each year. Looking at test scores at the graduation exam, we see many missing values in the first two years of MASSAR (40.1% in 2013/14; 31.1% in 2014/15). More reassuringly, the share of missing test scores in the following years was much lower : one percent in both 2015/16 and 2016/17. There are several reasons why scores are missing, including absence on the day of the exam, or teachers/directors not entering information in MASSAR.¹⁵ To limit the issue of missing scores, we restrict the sample to years 2015/16 and 2016/17.

3.3.2 Outcome variables

Using data from MASSAR, we construct outcome variables related to three main domains : dropout, learning, and attainment. This subsection describes in details the construction of these variables. Table C1 and Maps C2a to C2d provide descriptive statistics.

Dropout We consider a student as a dropout in schooling year t if he or she was enrolled in year $t-1$ but not in year t . This means that a student who stopped attending school during a given year counts as a dropout only if he or she is

15. The higher prevalence of missing scores in 2013/14 and 2014/15 may reflect potential issues in the first years of MASSAR, including teachers and school directors struggling to get acquainted with the new system, or initial protests from students and teachers (Médias24, 2014). Qualitative research by Ennaji (2018) highlights that many students protested against MASSAR because they believed it would change the grading system and might therefore increase school failure.

TABLE 3.1 – Coverage of MASSAR

	(1) Grade 1	(2) Grade 2	(3) Grade 3	(4) Grade 4	(5) Grade 5	(6) Grade 6	(7) ALL
Number of schools							
2013/14	8,482	8,456	8,303	8,248	8,111	8,040	8,742
2014/15	8,476	8,464	8,445	8,285	8,234	8,159	8,765
2015/16	8,449	8,492	8,460	8,445	8,276	8,261	8,654
2016/17	8,479	8,508	8,534	8,492	8,462	8,374	8,721
Number of children							
2013/14	159,980	148,544	152,138	149,999	144,752	139,617	895,030
2014/15	157,756	150,538	150,134	146,220	145,950	152,451	903,049
2015/16	162,794	150,647	151,999	146,252	143,268	156,686	911,646
2016/17	170,431	155,083	152,359	147,736	143,009	154,135	922,753
Share of missing test scores (excluding dropouts)							
2013/14401	.
2014/15311	.
2015/16010	.
2016/17010	.

Notes : Authors' elaboration using data from MASSAR. Sample restricted to primary education in municipalities with poverty rates between 20% and 40%.

not re-enrolled in the following year. Table C1 reports the dropout rates by schooling year and grade. Considering all years and grades, we estimate an average annual dropout rate of 3.3%.¹⁶ The dropout rate has remained very stable over the period, consistent with the fact that Morocco did not experience major shocks during any of these years. Looking at grade-specific dropout rates, we see that higher grades are associated with more dropout, and that this relationship holds for all years. Taken together, these patterns provide some reassurance about the consistency of MASSAR over time. If anything, data from 2014/15 produce larger dropout rates, especially in the first grades. Because dropouts in 2014/15 are derived using enrollment data from 2013/14 (the first year of service of MASSAR), this could be a symptom of an imperfect roll-out of MASSAR. As mentioned in Section 3.3.1, in order to limit data quality concerns, we do not use data from 2014/15 to investigate the effects of *Tayssir*. Analysis are restricted to the years 2015/16 and 2016/17, for which data produce patterns of dropout rates that are hardly distinguishable. Overall, we are confident that this data capture an accurate account of the reality.

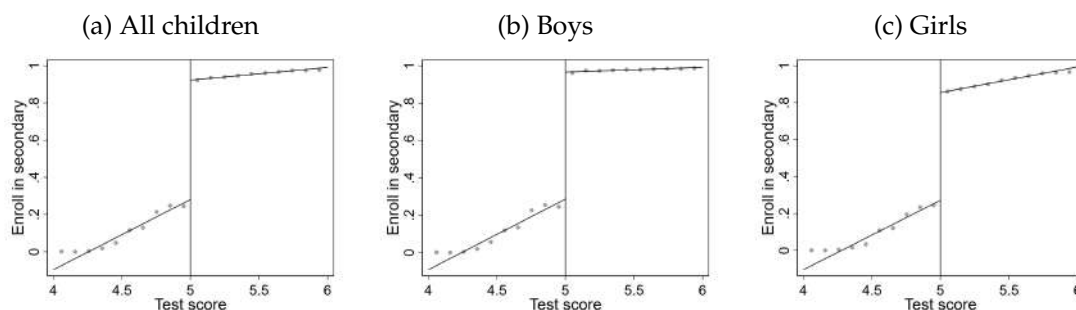
16. This corresponds to the annual dropout rate in primary school. In order to approximate the overall dropout rate in primary school, one should multiply this rate by the average number of years spent in primary school before graduation (a quantity that depends on the prevalence of grade repetition and grade skipping).

Learning We measure learning using the score obtained at a high-stake exam (called *Certificat d'études primaires*) administered to all children in grade 6. This exam assesses student knowledge in four areas : Arabic, Islamic education, French, and Mathematics. We focus on the part of the exam administered at the end of the year because it is the only part that is common at the provincial level and therefore allows for comparisons between students from different schools and municipalities.¹⁷ In each province, questions to assess students' learning are determined by a local committee composed of school inspectors and teachers designated by the regional authorities. Tests are graded anonymously and centrally by provincial teachers. We define our outcome as the average test score standardized relative to the control group within each province. In theory, students should get an overall score of at least 5 (over 10) to access secondary school. To explore the extent to which this rule is enforced in practice, we relate the overall score to enrollment in secondary school the following year (Figures 3.2a to 3.2c). While the figures indicate a clear discontinuity in access to secondary schools for scores just above or below 5, it appears that a non-negligible share of students with scores below 5 access secondary school. In addition, despite scores above 5, some students (girls in particular) do not access secondary school – a likely consequence of the high dropout rates observed in grade 6 for girls (Table C2).

Educational attainment We measure educational attainment using two dummies indicating (i) graduation from primary school, and (ii) enrollment in secondary school. *MASSAR* includes no explicit data on graduation, however, as shown in Figure 3.2, the score obtained at the exam in grade 6 provides a relatively good proxy. We define graduation in a theoretical sense, that is students with test scores above 5. Enrollment in secondary school is derived from the changes in *MASSAR* over time, by observing whether students in grade 6 are enrolled in secondary school the following year.

17. Note, however, that the bulk of the exam (i.e. three quarters) is composed of the grades obtained during the school year through continuous assessment. This part of the exam is poorly suited to estimate the effect of *Tayssir* because of the absence of standardization. Different teachers are likely to use different tests (and to grade differently). Moreover, there is no variation in treatment condition within the group of students assigned to a teacher.

FIGURE 3.2 – Selectivity of grade 6 examination



Notes : Each figure represents the probability of enrolling in secondary school in year $t+1$ depending on the score obtained at grade 6 final exam in year t . Authors' elaboration using data from MASSAR. Sample restricted to primary education in municipalities with poverty rates between 20% and 40%.

3.4 Empirical strategy

As mentioned in Section 3.2.2, only children in municipalities with poverty rates above 30 percent in 2004 were eligible to *Tayssir*. We use a regression discontinuity (RD) design to compare students in municipalities above and below this eligibility threshold. A key assumption is that students in municipalities that just qualify for *Tayssir* (i.e. municipalities whose poverty rate is just above 30%) are sufficiently similar to those in municipalities that just miss out *Tayssir* (i.e. municipalities whose poverty rate is just below 30%). We test for the presence of discontinuities around the 30% poverty rate threshold using predetermined variables that are measured at the municipality level.¹⁸ Coefficients are small and non-significant at conventional levels, providing some reassurance on the validity of our design (Table C3).

Figure 3.3a illustrates the discontinuity in treatment allocation in the neighborhood of the cut-off using treatment data and poverty rates at the municipality level. The 30 percent cut-off is highly predictive of *Tayssir* allocation, although the discontinuity is not perfect : some municipalities with scores below the cut-off receive *Tayssir* and some municipalities with scores above the cut-off do not receive *Tayssir*. This means that our RD design is fuzzy. Map C3 distinguishes 'complying' municipalities from the 'never takers' (i.e. eligible municipalities not

18. We lack pre-program data at the student level because MASSAR was only launched in 2013.

receiving *Tayssir*) and the ‘*always takers*’ (i.e. non-eligible municipalities receiving *Tayssir*). Compliance is somewhat lower in the North of the country (in the Rif region) where the share of always takers is particularly high.

We use the following simple linear model to estimate treatment effects :

$$Y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{Tayssir}_i + \lambda_2 Z_i + \lambda_3 \text{Tayssir}_i \times Z_i + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

where Y_{it} is the outcome of children i in school year t , Tayssir_i is an indicator variable for whether student i is in a treated municipality, Z_i is the continuous poverty rate of the student’s municipality, and ε_{it} is the error term. Because the cut-off is fuzzy, we instrument Tayssir_i with Above_i , that is an indicator for being above the eligibility cut-off of 30%. The parameter of interest, λ_1 , corresponds to the local average treatment effect (LATE) of *Tayssir*. It can be interpreted as the causal effect of receiving *Tayssir* in complying municipalities near the cut-off.¹⁹

Our baseline strategy for estimating equation (3.1) makes use of the full sample of students in primary school described in Section 3.3.1. We do not rely on Imbens and Kalyanaraman (2012)’s or Calonico et al. (2014)’s data-driven bandwidth selection methods because our sample is already restricted to students in municipalities close to the cut-off, and because such methods have poor behaviors when the underlying bias is close to zero (Cattaneo et al., 2019a).²⁰ In line with Cattaneo and Vazquez-Bare (2016) and Gelman and Imbens (2019), we chose a simple linear model because higher order polynomials can lead to erratic behavior of the estimator at the cut-off. Finally, following Cattaneo et al. (2019a), we weight observations using a triangular kernel function, and account for within-cluster data dependence by clustering standard errors at the municipality year level using the nearest-neighbor estimator. We show that results are largely robust to (i) weighting observations using a uniform kernel

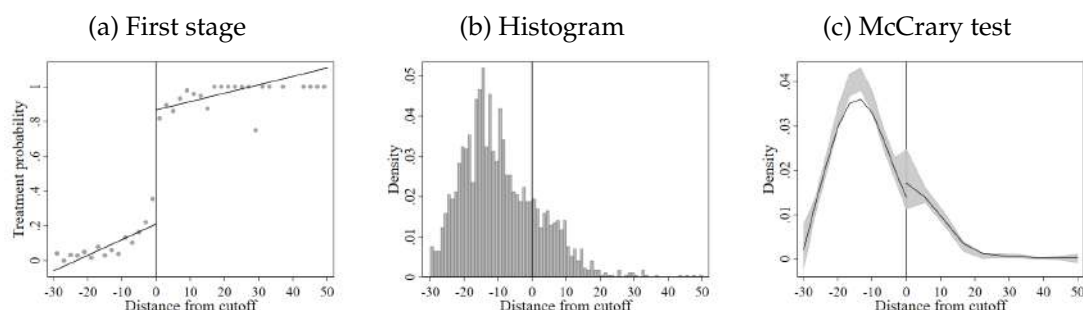
19. To the best of our knowledge, there were no other programs or government interventions in which eligibility was determined using the municipal poverty rate. Eligibility to RAMed – Morocco’s nationwide medical assistance program – has been targeted at the household level through proxy means testing (Cottin, 2019). Other demand side education programs do not depend on the municipal poverty rate. In particular, the initiative *Un million de cartables* – which provides school bags and other school supplies – is universal. Boarding schools and school feeding programs depend on students’ characteristics (remoteness, number of siblings, academic performances, etc.).

20. As mentioned in Section 3.3.1, our sample is restricted to students in municipalities with poverty rates in the range [20%, 40%].

function, (ii) adding municipality controls accounting for baseline characteristics (nighttime lights, population density, share of cropland, distance to road, land occupation, and travel time to the closest city), (iii) using a quadratic polynomial approximation, (iv) narrowing the bandwidth to 7.5 p.p. on either side of the cut-off, and (v) narrowing the bandwidth to 5 p.p. on either side of the cut-off (see Tables C4, C5, C6 and C7).

A key assumption for RD designs to provide unbiased causal estimates is that of no sorting around the eligibility threshold. In our setting, precise manipulation around the threshold is unlikely because poverty rates were determined prior to *Tayssir* implementation (and prior to the announce of the eligibility threshold). To confirm this, we check the density of municipalities across poverty rates (Figure 3.3b) and test for the presence of a discontinuity at the cut-off using McCrary (2008)'s test (Figure 3.3c). Overall, we see no jump in the density at the cut-off and McCrary test does not reject the null of no discontinuity (p-value=0.33).

FIGURE 3.3 – First stage and distribution of the running variable



Notes : Figure 3.3a shows a linear prediction of *Tayssir* receipt on municipality poverty scores, run separately on each side of the normalized eligibility cut-off. Municipalities are sorted into bins of width of 2 percentage points. Figure 3.3b displays the density of the running variable across municipalities. Figure 3.3c features a graphical representation of the McCrary (2008) test of no discontinuity in the running variable at the cut-off (p-value=0.33). The vertical lines indicate the normalized eligibility cut-off.

Source : Authors' calculation using poverty data from Morocco's *Haut-Commissariat au Plan* and treatment data from *MASSAR*.

3.5 Results

We start by presenting program effects on school dropout. Then, we present program effects on test scores, discussing potential issues arising from differential dropout rates and our proposed solution. Finally, we report effects on educational attainment. We are interested in the effect of receiving *Tayssir* and therefore focus the discussion on LATE estimates (λ_1 in Eq. 3.1). However, following Cattaneo et al. (2019a), we also report graphical presentations of reduced-form estimates to provide more transparency on our RD design.

3.5.1 Impacts on school dropout

Table 3.2 shows the results from fuzzy RD regressions. Columns 1 to 6 report the results for each grade. Column 7 displays the results for all grades. Panel A shows estimates for all children, while panels B and C show estimates for boys and girls respectively. Figures 3.4a-3.4c show reduced-form estimates.

The estimates reveal that the program led to a significant reduction in dropout rates. Point estimates imply that the average grade-specific dropout rate in primary school decreased by 1.3 p.p. (a 41% reduction relative to the average dropout rate in the sample). As expected, we see a positive correlation between school drop out and the poverty rate on each side of the eligibility cut-off (Figure 3.4a). Looking at effects by grade, we find small and non-significant effects in grade 1, but negative and statistically significant effects in higher grades. Higher grades are consistently associated with larger absolute reductions in dropout rates : from 0.6 p.p. in grade 2, to roughly 1 p.p. in grades 3 and 4, to 1.8 p.p. in grade 5, and to 3.1 p.p. in grade 6. Regressions by gender outline that negative effects on dropout are stronger for girls. Girls benefiting from *Tayssir* are on average 1.8 p.p. less likely to drop out from schools (a 50% reduction compared to the sample mean). Boys benefiting from *Tayssir* are on average 1 p.p. (or 36%) less likely to drop out from schools. The largest absolute reductions are found for boys and girls in the highest grades.

These results appear very consistent with those of Benhassine et al. (2015) on *Tayssir* pilot. Two years after the start of the program, they found a 62% reduction

TABLE 3.2 – Fuzzy RD analysis of dropout effects around *Tayssir* eligibility threshold

	Dep Var : Drop-out						
	(1) Grade 1	(2) Grade 2	(3) Grade 3	(4) Grade 4	(5) Grade 5	(6) Grade 6	(7) All Grades
Panel A. All students							
LATE	0.000 (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.010*** (0.003)	-0.011*** (0.004)	-0.018*** (0.005)	-0.031* (0.017)	-0.013*** (0.004)
Mean drop-out	0.005	0.011	0.013	0.022	0.040	0.101	0.032
Observations	333,225	305,730	304,358	293,988	286,277	310,821	1,834,399
Panel B. Boys							
LATE	0.001 (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.008** (0.003)	-0.011*** (0.004)	-0.017*** (0.005)	-0.014 (0.015)	-0.010*** (0.004)
Mean drop-out	0.006	0.011	0.013	0.021	0.036	0.084	0.028
Observations	174,878	160,229	160,590	155,123	151,247	164,642	966,709
Panel C. Girls							
LATE	-0.001 (0.002)	-0.007** (0.003)	-0.011*** (0.004)	-0.011** (0.005)	-0.020*** (0.007)	-0.049** (0.021)	-0.018*** (0.004)
Mean drop-out	0.005	0.011	0.014	0.024	0.043	0.120	0.036
Observations	158,347	145,501	143,768	138,865	135,030	146,179	867,690

Notes : This table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). The dependent variable is a dummy equals one if a student dropout from school. Columns 1 to 6 report results for grade 1 to 6 respectively. Column 7 reports results for all grades. The unit of observation is a student-year for the schooling years 2015/16 and 2016/17. Sample restricted to students in primary schools in municipalities with 2004 poverty rates in the range [20%, 40%]. Observations are weighted using a triangular kernel function. Robust standard errors in parenthesis are clustered at the municipality year level. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

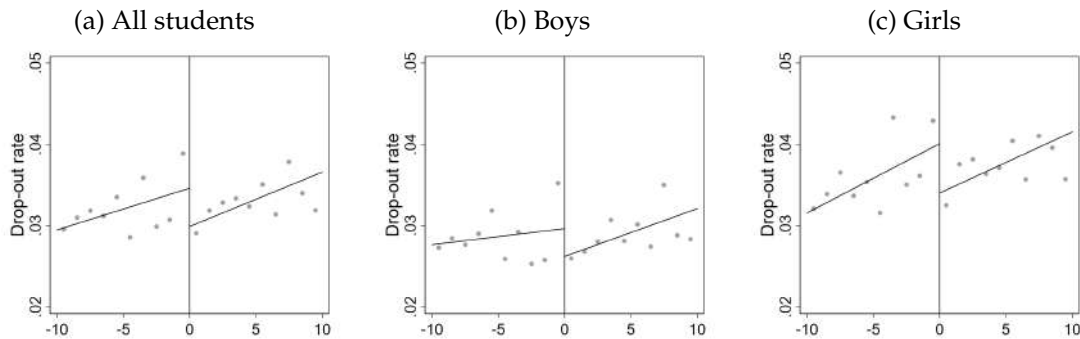
Source : Authors' calculation using data from MASSAR and *Haut-Commissariat au Plan*.

in dropout rate (equivalent to an annual reduction of about 31%).²¹ We should be cautious in comparing their results with those presented in this paper because of the different empirical strategies. [Benhassine et al. \(2015\)](#) use a randomized controlled trial while in this paper we rely on a regression discontinuity design. This means that estimates in [Benhassine et al. \(2015\)](#) correspond to average treatment effects whereas our estimates correspond to local average treatment effects (i.e. effects that apply for children in municipalities near the eligibility cut-off but not necessarily in municipalities further away). That said, the 41% reduction we estimate is of a similar sign and magnitude, and the heterogeneous patterns with respect to gender are fully consistent across studies. These similar results are remarkable given the expansion of the program to numerous new locations and the ten-fold increase in the number of beneficiaries. If anything,

21. Some children may have dropped out of school temporarily so 31% should be interpreted as a lower bound.

they provide some reassurance regarding the ability of pilot evaluations to produce insightful estimates of at-scale impacts.

FIGURE 3.4 – Reduced form effect on school dropout



Notes : Figures show a linear prediction plot of dropout rate on municipality poverty rate, run separately on each side of the normalized eligibility cut-off. The unit of observation is a student year for the schooling years 2015/16 and 2016/17. Sample restricted to students in primary school in municipalities with 2004 poverty rates in the range [20%, 40%]. Observations are sorted into bins of width of one percentage point and weighted using a triangular kernel function. The vertical lines indicate the normalized eligibility cut-off.

Source : Authors' calculation using poverty rate from Morocco's *Haut-Commissariat au Plan* and dropout data from *MASSAR*.

3.5.2 Impacts on test scores

The selection problem. Because the scores of children who drop out from school before the exam are not observed, the reduction in dropout rate documented in the previous section is likely to induce selection issues for estimates of program effects on exam scores. If dropouts are negatively selected, estimates would be biased downward (more children with low test scores would take the exam in beneficiary municipalities). In Table 3.3, we compare the characteristics of children who drop out with those of children who do not drop out. Columns 1 and 2 present the mean and standard deviation (in parentheses) of dropouts and non-dropouts. Column 3 reports the standardized difference between the two groups for the whole sample, while columns 5 to 10 show the differences for each grade. The two groups are very different and negatively selected. Children who drop out from schools have, on average, a lower GPA than children who stay in school (standardized differences of -0.42 and -0.87 in $t-1$ and $t-2$

respectively),²² especially in grades where the effect of *Tayssir* on dropout is the largest. Dropouts are also older and more likely to have repeated grades. For example, 54.5% of the students who drop out in t repeated a grade in $t-1$ against only 14% for students who do not drop out. This negative selection into dropout entails that an analysis of the effects of *Tayssir* on exam scores using the sample of test-takers is likely to introduce a downward bias in the estimates.

TABLE 3.3 – Descriptive statistics : selective dropout

	All grades				Std. diff. by grade					
	(1) Drop-out = 1	(2) Drop-out = 0	(3) Std. diff	(4) Observations	(5) Grade 1	(6) Grade 2	(7) Grade 3	(8) Grade 4	(9) Grade 5	(10) Grade 6
Age	11.833 (2.948)	8.605 (3.022)	1.081	1,849,552	0.295	0.664	0.739	1.272	0.881	0.651
Boy	0.474 (0.499)	0.529 (0.499)	-0.111	1,849,553	0.021	-0.012	-0.003	-0.068	-0.088	-0.198
GPA ($t-1$)	5.128 (2.074)	5.835 (1.205)	-0.417	1,783,261	-0.129	-0.140	-0.157	-0.384	-0.749	-0.624
GPA ($t-2$)	4.529 (1.553)	5.730 (1.187)	-0.869	1,547,325	-0.797	-0.522	-0.678	-0.845	-0.906	-0.962
Repeat grade ($t-1$)	0.545 (0.498)	0.141 (0.348)	0.938	1,833,840	0.299	0.453	0.751	0.921	0.956	1.137
Repeat grade ($t-2$)	0.273 (0.446)	0.127 (0.333)	0.373	1,536,446	0.427	0.156	0.462	0.481	0.449	0.444

Notes : The unit of observation is a student-year for the schooling years 2015/16 and 2016/17. Sample restricted to students in primary schools in municipalities with 2004 poverty rates in the range [20%, 40%]. Standard deviations are in parenthesis.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR.

To correct for this bias, we impute exam scores corresponding to different degrees of selection into dropout, which in turn can be used to provide lower and upper bounds to the true effect of *Tayssir* on exam scores.²³ Because the overall pattern of selection documented in Table 3.3 is negative, we conjecture that children who drop out from school would have obtained scores on the lower end of the distribution (that is anywhere below the median score), and estimate the effect of *Tayssir* on exam scores considering two extreme scenarios. First, we assume that dropouts would have obtained a score of zero. Second, we

22. Estimates in $t-2$ are somewhat cleaner than in $t-1$ because most students drop out from school during $t-1$ (as opposed to between the end of $t-1$ and the beginning t) and as a result have no GPA. Among those that drop out in t , only 14% have a GPA in $t-1$ against 98% in $t-2$.

23. Due to data availability, we do not observe students in grade 6 during their whole primary education and therefore do not know for each cohort the exact number of students who drop out prior to grade 6. We proxy this quantity by relying on cross-sectional dropouts, that is the total number of dropouts observed in a given year in grade 1 to 6. Because grade-specific dropout rates have been very stable over time (see Table C1), we are confident that this quantity provides a good proxy of the number of students who dropped out prior to grade 6.

assume that dropouts would have obtained the median score.²⁴ Since dropouts are negatively selected, their (unobserved) exam scores should stand somewhere between these two values, and, as a consequence, estimates using these imputed values should provide lower and upper bounds to the true effect of *Tayssir* on exam scores.²⁵ More specifically, because *Tayssir* decreased the number of dropouts, and because dropouts are negatively selected, imputing the median score bounds the effect of the program from below while imputing the score of zero bounds the effect of the program from above. In addition, to provide more transparency on our method, and to illustrate the effects associated with more intermediate patterns of selection, we estimate effects imputing scores corresponding to the 10th and 25th percentiles of the score distribution.

Results. The results on test scores with and without corrections for selective dropout are shown in Table 3.4. We focus here on the score obtained at the graduation exam administered to all students at the end of grade 6. This exam is managed at the provincial level and therefore allows to compare children from different schools and different municipalities (see Section 3.3.2 for more details).

Estimates with no correction for differential dropout rates suggest that receiving cash transfers is associated with a decrease in exam scores of 0.16 SD (column 1, panel A).²⁶ However, because of the downward bias documented above, it is not clear whether this estimate is due to a selection bias or to a genuine effect of cash transfers. Looking at impacts by gender, we find that negative effects are concentrated within the sample of boys (column 1, panels B and C). This result is interesting because boys are *less* affected by the reduction in dropout rate induced by *Tayssir* (see Section 3.5.1) and should therefore be less affected by the selection bias highlighted above.²⁷ If anything, this suggests

24. Given that girls tend to have higher scores (Table C2), we compute median scores separately for boys and girls.

25. Although we believe that positive selection is unlikely, note that our results are qualitatively unchanged (and in fact reinforced) for scores imputed from the higher end of the distribution.

26. The reduced-form estimate is shown in Figure C4a.

27. In Table C8, we show that the patterns of negative selection into dropout are consistent across gender. Standardized differences between dropouts and non-dropouts are similar for boys and girls (column 3). In particular, children who eventually drop out have lower GPA and are more likely to have repeated a grade prior to dropout.

TABLE 3.4 – Effect of *Tayssir* on test scores

	Dep. Var. standardized graduation score				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	No correction		Correction		
diff. drop-out : imputed score :		0	p10	p25	p50
Panel A. All children					
LATE	-0.163** (0.078)	-0.025 (0.073)	-0.059 (0.069)	-0.106 (0.066)	-0.141** (0.064)
Mean	-0.000	-0.353	-0.235	-0.097	0.016
Observations	279,880	335,419	335,419	335,419	335,419
Panel B. Boys					
LATE	-0.210*** (0.079)	-0.100 (0.073)	-0.132* (0.070)	-0.155** (0.068)	-0.180*** (0.067)
Mean	-0.069	-0.368	-0.247	-0.155	-0.062
Observations	151,024	176,734	176,734	176,734	176,734
Panel C. Girls					
LATE	-0.097 (0.085)	0.066 (0.079)	0.027 (0.075)	-0.039 (0.070)	-0.086 (0.070)
Mean	0.080	-0.335	-0.223	-0.032	0.102
Observations	128,856	158,685	158,685	158,685	158,685

Notes : This table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). Sample restricted to grade 6 students. The dependent variable is the standardized graduation score obtained at the end of grade 6. Column 1 : results with no correction for differential dropout rates. Columns 2 to 5 : results imputing scores corresponding to different degrees of selection into dropout (column 2 : upper bound of the true effect; column 5 : lower bound of the true effect). See notes to Table 3.2 for other details. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR and Haut-Commissariat au Plan.

that negative estimates in column 1 are not entirely driven by selection issues and must in part reflect a genuine negative effect of cash transfers.

Estimates using the imputation method described above are presented in columns 2 to 5 of Table 3.4. Among the full sample of children, we estimate an effect somewhere between -0.03 SD and -0.14 SD (only significant at the lower end of the interval).²⁸ The results also suggest interesting gender dynamics. For boys, we estimate negative effects between 0.10 SD and 0.18 SD (panel B). These effects are generally significant at conventional levels, except for the most severe correction which imputes the score of zero to all dropouts. For girls, we estimate bounds that are well distributed around zero : we find a lower bound of -0.09 SD,

28. Reduced-form estimates are presented in Figures C4b and C4c.

an upper bound of 0.07 SD, and coefficients that are never statistically different from zero (panel C). Overall, the estimates in Table 3.4 suggest that Tayssir cash transfers did not lead to learning gains in primary school and actually had negative effects on the test scores of boys. The next paragraphs discuss why these disappointing effects may have emerged.

Discussion. Few studies of conditional cash transfers have measured effects on learning, but when they did, they typically found effects that are not statistically different from zero (Behrman et al., 2005; Baez and Camacho, 2011; Filmer and Schady, 2014; Barham et al., 2018; Baird et al., 2019; Dustan, 2020).²⁹ However, given the methodological challenges to analyze cumulative processes such as learning outcomes, it is not obvious whether these non-significant estimates should be interpreted as a lack of effect of CCT programs. In these studies, the estimates correspond to the effects of relatively limited exposure to transfers since the programs were rapidly expanded to the control group or were discontinued after the evaluation period (for example, the differential exposure in Mexico's *PROGRESA* randomized evaluation was 18 months). Our results add to the literature by showing that continued exposure during whole primary school in Morocco did not lead to significant improvements in test scores at the primary school graduation exam and in fact reduced the scores of boys by between 0.10 and 0.18 SD.

Different mechanisms could be driving these results.³⁰ First, the higher number of children attending school may increase class size and put additional pressure on existing educational resources. This channel may be particularly relevant in our setting because *Tayssir* was targeted towards poor rural muni-

29. There are two notable exceptions. Barham et al. (2017) in Nicaragua compare groups that randomly received transfers for a 3-year period at different points in time and find that males in the early treatment group experienced learning gains of about 0.20 SD on mathematic and Spanish tests. Duque et al. (2019) in Colombia find that children eligible to the national CCT program *Familias en Acción* scored 0.13 SD higher at the secondary school graduation test.

30. We focus here on the mechanisms that could drive negative effects. Nonetheless, there may be other effects running in the opposite direction. For example, transfers could improve learning through increased investments in complementary inputs such as food, school supplies, and parental time. These effects could emerge either directly using the transfers (Fiszbein and Schady, 2009) or indirectly through an information effect signaling the value of education (Benhassine et al., 2015). The conditionality on attendance could also lead to more learning for children who do not attend school regularly.

cipalities. Such targeting strategy entails that the extra influx of students was confined to limited geographical areas where school quality and resources to absorb the additional students were likely modest. Second, transfers could also have affected class composition, retaining lower ability students. This could have had negative effects on learning through peer effects and less effective teaching practices. In particular, higher heterogeneity in class composition may have led to instruction that was less tailored to the needs of students.³¹ Third, there is growing evidence from the broader literature on the evaluation of social programs that transfers are very often used to make productive investments and can thereby increase economic activities in beneficiary households (for a review, see [Baird et al., 2018](#)). While this could reduce child labor through an income effect, in practice, several recent studies document sizable increases in child labor ([Avitabile et al., 2019](#); [de Hoop et al., 2020](#); [Edmonds and Theoharides, 2020](#)). Because of the strong norms against the use of girls labor in rural Morocco, this channel may help to explain why negative effects were concentrated within the sample of boys. However, we find this explanation somewhat unlikely as transfers remained relatively small compared to household spending : transfers in primary school were equivalent to between 6 and 10% of the average spending per capita. In addition, there is evidence that cash transfers that are conditional on schooling typically decrease child labor ([De Janvry et al., 2006](#); [Attanasio et al., 2010](#); [De Hoop and Rosati, 2014](#)).

One channel of impact that we can test using our data is whether the transfers affected learning through an increase in class size in beneficiary areas. To the best of our knowledge, this channel has never been studied in the context of cash transfer programs. We first look at the effect of the program on class size and then use an IV strategy to estimate the effect of the variation in class size induced by the program on test scores. Table 3.5 shows that the program had a positive impact on class size (panel A).³² In particular, *Tayssir* increased class size by as much as 3.6 students in grade 6 (column 6), which corresponds to 12 percent of the average class size in the sample (30.7 students). Looking at effects by

31. A related literature has shown that tracking students into separate classes by prior achievement typically benefit to children at all levels of the distribution (see e.g. [Duflo et al., 2011](#)).

32. In contrast, the program had small and non-significant effects on the probability to repeat grades and to change school, suggesting that these other intermediary outcomes are unlikely to explain effects on test scores. See figures C5 for reduced-form estimates.

TABLE 3.5 – Effect of *Tayssir* on class size, grade repetition, and school change

	(1) Grade 1	(2) Grade 2	(3) Grade 3	(4) Grade 4	(5) Grade 5	(6) Grade 6	(7) All Grades
Panel A. Effects on class size							
LATE	2.805*** (0.846)	1.056 (0.706)	1.679** (0.713)	1.744** (0.703)	1.803** (0.857)	3.599*** (0.887)	2.132*** (0.526)
Mean class size	30.076	29.136	29.689	29.440	29.319	30.682	29.738
Observations	330,981	303,193	301,795	291,416	283,863	307,908	1,819,156
Panel B. Effects on grade repetition							
LATE	0.013* (0.007)	0.000 (0.008)	-0.005 (0.010)	-0.011 (0.010)	-0.011 (0.010)	0.010 (0.021)	0.001 (0.006)
Mean grade repetition	0.188	0.143	0.152	0.133	0.128	0.206	0.159
Observations	333,225	305,730	304,358	293,988	286,277	310,821	1,834,399
Panel C. Effects on school changes							
LATE	0.000 (0.004)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.010 (0.009)	0.005 (0.006)	0.023 (0.020)	0.002 (0.006)
Mean change school	0.030	0.040	0.037	0.045	0.032	0.695	0.148
Observations	333,225	305,730	304,358	293,988	286,277	310,821	1,834,399

Notes : This table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). Each row in this table represents a separate outcome variable. Class size corresponds the average number of students by class. Grade repetition (resp. school change) is a dummy variable coded one if a student repeats a grade (resp. moved to a different school). See notes to Table 3.2 for more details. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR and Haut-Commissariat au Plan.

grade, we find that higher grades were associated with larger increases, with the exception of grade 1. Large effects in grade 1 could reflect the fact that children in targeted municipalities started school earlier (possibly to benefit from the transfers) and repeated grade 1 more often.³³ In Table C9, we use an IV strategy to examine whether this increase in class size had negative effects on test scores. More specifically, we estimate a fuzzy RD where we instrument class size by the eligibility cutoff.³⁴ Importantly, we apply the same strategy as above to correct for differential dropout rates (columns 2 to 5). We find that the increase in class size induced by *Tayssir* had negative effects on test scores, especially within the sample of boys : increasing class size by one student led to test scores 0.03 to 0.05 SD lower in beneficiary municipalities. Given the estimated first-stage increase of 3.6 students (in grade 6, i.e. when students take the exam), this result suggests that the increase in class size induced by the program led to a total reduction in

33. There is some evidence in Table 3.5 that *Tayssir* increased the probability of repeating grade 1 (panel B, column 1).

34. We replace *Tayssir* by the variable *class_size* in Eq. 3.1. We derive this variable using data at the school level and dividing for each grade the number of students by the number of classes. We do not have information on class size for the 15,243 students (or less than 0.83 percent of the sample) who moved to municipalities outside the sample.

test scores comprised between 0.11 and 0.18 SD for boys.

In summary, the results presented in this section help to explain why the program had limited effects on test scores and why negative effects were observed within the sample of boys. They provide evidence that Tayssir constrained learning by putting additional pressure on existing educational resources in beneficiary municipalities. These findings are consistent with evidence that school resources have an important role to play in shaping educational attainment (see e.g. [Holmlund et al., 2010](#); [Gibbons et al., 2018](#)), but contrast with those of [Lucas and Mbiti \(2012\)](#), [Blimpo et al. \(2019\)](#) and [Valente \(2019\)](#) who showed that increased enrollment following policies eliminating school fees in sub-Saharan Africa did not generate negative effects on test scores. This latter result may be explained by the expansion of private education which followed the removal of public school fees and by the increased socio-economic sorting of students into schools ([Bold et al., 2015](#)) – a mechanism that is less likely to operate in our setting because private education is generally absent in rural Morocco.

3.5.3 Impacts on educational attainment

In [Table 3.6](#), we explore program effects on educational attainment by focusing on two dummy variables indicating whether a child (i) graduates from primary school, and (ii) enrolls in secondary school (see [Section 3.3.2](#) for more details on the definition of these variables). We take into account the issue of selection into dropouts by imputing the value of zero to both of these variables for dropouts (who by definition do not graduate from primary school or enroll in secondary school). We present effects with and without corrections for more transparency. [Figures C6](#) and [C7](#) show reduced-form estimates. Without corrections, we find small and non-significant effects on both graduation and enrollment (columns 1 and 3). Correcting for differential dropout, the overall effect on graduation remains non-significant in the full sample (column 2, panel A), but looking at effects by gender we find a 5.7 p.p. increase for girls (significant at 5%). This corresponds to an increase of 9% relative to the sample mean of 65.3%. In contrast, we see no significant improvements for boys, which likely reflect the negative effects on test scores highlighted above. Regarding enrollment in

TABLE 3.6 – Effect of *Tayssir* on educational attainment

dep. var. :	Graduation from primary school		Enrollment in secondary school	
	(1) No correction	(2) Correction	(3) No correction	(4) Correction
diff. drop-out :				
Panel A. All children				
LATE	-0.023 (0.029)	0.020 (0.026)	0.007 (0.021)	0.045** (0.021)
Mean	0.765	0.638	0.765	0.638
Observations	278,739	334,299	278,739	334,299
Panel B. Boys				
LATE	-0.044 (0.035)	-0.009 (0.031)	-0.005 (0.026)	0.024 (0.024)
Mean	0.732	0.625	0.742	0.633
Observations	150,390	176,112	150,390	176,112
Panel C. Girls				
LATE	0.007 (0.025)	0.057** (0.024)	0.024 (0.019)	0.070*** (0.020)
Mean	0.805	0.653	0.793	0.644
Observations	128,349	158,187	128,349	158,187

Notes : The table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). Sample restricted to grade 6 students. Graduation from primary school : dummy variable coded one if a student in grade 6 graduates from primary school. Enrollment in secondary school : dummy variable coded one if a student in grade 6 is enrolled in secondary school the following year. See notes to Table 3.2 for other details. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from *MASSAR* and *Haut-Commissariat au Plan*.

secondary school, we find that the program led to a significant increase once we correct for differential dropout (column 4). Overall, we estimate that the program increased enrollment by 4.5 p.p. (panel A), which is equivalent to a 7% increase relative to the sample mean of 63.8%. We estimate non-significant for boys (panel B) but sizable effects for girls (7 p.p. or 11% relative to the sample mean of 64.4%, panel C).

3.6 Conclusion

The invention and spread of conditional cash transfer programs in the past few decades have been described as “perhaps the most remarkable innovation in welfare programs in developing countries” (Cahyadi et al., 2020). Despite robust evidence on the static gains of these programs, only a few studies have analy-

zed their impacts on cumulative processes such as learning. In this paper, we showed that CCT in Morocco did not lead to learning gains in primary school and actually had negative effects on boys' test scores. Unlike most previous studies, which evaluated relatively limited exposures to cash transfers and found non-significant results, in this paper we focused on effects corresponding to an exposure during whole primary school. This allows us to provide new evidence on whether the enrollment gains from CCT programs are likely to eventually translate into sustained learning gains. Overall, we find that the program constrained learning by putting additional pressure on existing educational resources. We identify a sizable and positive impact of the program on class size which in turn had negative effects on graduation scores. In particular, we estimate that the test scores of boys decreased by 0.03 to 0.05 SD for each extra student in the classroom.

Naturally, these findings should in no way be interpreted as evidence that policy makers should not pursue CCT programs. Such programs, including the one studied in this paper, have been particularly effective at increasing access to basic education (a necessary first step to increase learning). However, our results, together with evidence showing that students in developing countries have alarmingly low literacy and numeracy levels ([Bold et al., 2017](#); [World Bank, 2018](#)), suggest that the gains in attendance from CCT programs are unlikely on their own to equip students with the foundational skills they need. In fact, our results show that CCT programs can have adverse effects on learning when schools are not provided with the necessary resources to absorb the extra influx of students.

The past two decades have seen a surge in evaluations focusing on the learning effects of various interventions in developing countries (for recent reviews see [McEwan, 2015](#); [Ganimian and Murnane, 2016](#); [Glewwe and Muralidharan, 2016](#); [Masino and Niño-Zarazúa, 2016](#); [Conn, 2017](#); [Evans and Mendez Acosta, 2020](#)). Although the evidence base does not allow to identify programs that are effective in all contexts ([World Bank, 2018](#)), some lessons have emerged over the years, and [Evans and Popova \(2016\)](#) in particular identified two classes of interventions that have been very consistent at improving learning : (i) pedagogical interventions that tailor teaching to student learning; (ii) individualized and sustained efforts to improve teacher's ability and practice. An interesting

question for future research – and a promising avenue for policy makers aiming to address the learning crisis – would be to explore the possible complementarities between these interventions and CCT programs. Indeed, recent evidence suggests that combining different education interventions may produce effects that are greater than the sum of their individual effects ([Mbiti et al., 2019](#)).

Bibliographie

- Abdul-Hamid, H. (2017). Data for Learning : Building a Smart Education Data System. Washington, D.C. : World Bank Publications.
- Akresh, R., De Walque, D., and Kazianga, H. (2013). Cash transfers and child schooling : evidence from a randomized evaluation of the role of conditionality. World Bank Policy Research Working Paper No. 6340.
- Angrist, J. D., Lavy, V., Leder-Luis, J., and Shany, A. (2019). Maimonides' rule redux. American Economic Review : Insights, 1(3) :309–24.
- Araujo, M. C., Bosch, M., and Schady, N. (2017). Can cash transfers help households escape an intergenerational poverty trap ? In The Economics of Poverty Traps, pages 357–382. University of Chicago Press.
- Attanasio, O., Fitzsimons, E., Gomez, A., Gutierrez, M. I., Meghir, C., and Mesnard, A. (2010). Children's schooling and work in the presence of a conditional cash transfer program in rural Colombia. Economic development and cultural change, 58(2) :181–210.
- Avitabile, C., Cunha, J. M., and Meilman Cohn, R. (2019). The medium term impacts of cash and in-kind food transfers on learning. World Bank Policy Research Working Paper No. 9086.
- Baez, J. E. and Camacho, A. (2011). Assessing the long-term effects of conditional cash transfers on human capital : Evidence from Colombia. World Bank Policy Research Working Paper No. 5681.
- Baird, S., Ferreira, F. H., Özler, B., and Woolcock, M. (2014). Conditional, unconditional and everything in between : a systematic review of the effects of cash transfer programmes on schooling outcomes. Journal of Development Effectiveness, 6(1) :1–43.
- Baird, S., McIntosh, C., and Özler, B. (2011). Cash or condition ? Evidence from a cash transfer experiment. The Quarterly Journal of Economics, 126(4) :1709–1753.

- Baird, S., McIntosh, C., and Özler, B. (2019). When the money runs out : do cash transfers have sustained effects on human capital accumulation? Journal of Development Economics, 140 :169–185.
- Baird, S., McKenzie, D., and Özler, B. (2018). The effects of cash transfers on adult labor market outcomes. IZA Journal of Development and Migration, 8(1) :22.
- Banerjee, A., Banerji, R., Berry, J., Duflo, E., Kannan, H., Mukerji, S., Shotland, M., and Walton, M. (2017). From proof of concept to scalable policies : Challenges and solutions, with an application. Journal of Economic Perspectives, 31(4) :73–102.
- Barham, T., Macours, K., and Maluccio, J. A. (2017). Are conditional cash transfers fulfilling their promise? Schooling, learning, and earnings after 10 years. CEPR Discussion Paper No. DP11937.
- Barham, T., Macours, K., and Maluccio, J. A. (2018). Experimental evidence of exposure to a conditional cash transfer during early teenage years : young women's fertility and labor market outcomes. CEPR Discussion Paper No. DP13165.
- Barrera-Osorio, F., Linden, L. L., and Saavedra, J. E. (2019). Medium-and long-term educational consequences of alternative conditional cash transfer designs : Experimental evidence from Colombia. American Economic Journal : Applied Economics, 11(3) :54–91.
- Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Harman, L., Barca, V., Sturge, G., Schmidt, T., and Pellerano, L. (2016). Cash transfers : what does the evidence say. Overseas Development Institute Report.
- Behrman, J. R., Parker, S. W., and Todd, P. E. (2005). Long-term impacts of the oportunitades conditional cash transfer program on rural youth in Mexico. Discussion Paper 122. Ibero-America Institute for Economic Research.
- Benhassine, N., Devoto, F., Duflo, E., Dupas, P., and Pouliquen, V. (2015). Turning a shove into a nudge? A "labeled cash transfer" for education. American Economic Journal : Economic Policy, 7(3) :86–125.

- Blimpo, M. P., Gajigo, O., and Pugatch, T. (2019). Financial constraints and girls' secondary education : Evidence from school fee elimination in the Gambia. The World Bank Economic Review, 33(1) :185–208.
- Bold, T., Filmer, D., Martin, G., Molina, E., Stacy, B., Rockmore, C., Svensson, J., and Wane, W. (2017). Enrollment without learning : Teacher effort, knowledge, and skill in primary schools in Africa. Journal of Economic Perspectives, 31(4) :185–204.
- Bold, T., Kimenyi, M., Mwabu, G., and Sandefur, J. (2015). Can free provision reduce demand for public services ? Evidence from Kenyan education. The World Bank Economic Review, 29(2) :293–326.
- Bold, T., Kimenyi, M., Mwabu, G., Sandefur, J., et al. (2018). Experimental evidence on scaling up education reforms in Kenya. Journal of Public Economics, 168 :1–20.
- Cahyadi, N., Hanna, R., Olken, B. A., Prima, R. A., Satriawan, E., and Syamsulhakim, E. (2020). Cumulative impacts of conditional cash transfer programs : Experimental evidence from Indonesia. American Economic Journal : Economic Policy. Forthcoming.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., and Titiunik, R. (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. Econometrica, 82(6) :2295–2326.
- Cattaneo, M. D., Idrobo, N., and Titiunik, R. (2019a). A practical introduction to regression discontinuity designs : Foundations. Cambridge University Press.
- Cattaneo, M. D., Titiunik, R., and Vazquez-Bare, G. (2019b). Power calculations for regression-discontinuity designs. The Stata Journal, 19(1) :210–245.
- Cattaneo, M. D. and Vazquez-Bare, G. (2016). The choice of neighborhood in regression discontinuity designs. Observational Studies, 2(134) :A146.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Hilger, N., Saez, E., Schanzenbach, D. W., and Yagan, D. (2011). How does your kindergarten classroom affect your earnings ? Evidence from Project STAR. The Quarterly Journal of Economics, 126(4) :1593–1660.

- Conn, K. M. (2017). Identifying effective education interventions in sub-Saharan Africa : A meta-analysis of impact evaluations. Review of Educational Research, 87(5) :863–898.
- Cottin, R. (2019). Le ciblage direct des ménages est-il possible pour les politiques de santé ? Le cas du RAMed au Maroc. Mondes en développement, (3) :29–50.
- CSEFRS (2019). Résultats des élèves marocains dans l'étude internationale sur le progrès en littératie PIRLS 2016. Rabat, Maroc : Conseil Supérieur de l'Éducation, de la Formation et de la Recherche Scientifique.
- De Giorgi, G., Pellizzari, M., and Woolston, W. G. (2012). Class size and class heterogeneity. Journal of the European Economic Association, 10(4) :795–830.
- de Hoop, J., Groppo, V., and Handa, S. (2020). Cash transfers, microentrepreneurial activity, and child work : Evidence from Malawi and Zambia. The World Bank Economic Review, 34(3) :670–697.
- De Hoop, J. and Rosati, F. C. (2014). Cash transfers and child labor. The World Bank Research Observer, 29(2) :202–234.
- De Janvry, A., Finan, F., Sadoulet, E., and Vakis, R. (2006). Can conditional cash transfer programs serve as safety nets in keeping children at school and from working when exposed to shocks ? Journal of Development Economics, 79(2) :349–373.
- Dobbelsteen, S., Levin, J., and Oosterbeek, H. (2002). The causal effect of class size on scholastic achievement : distinguishing the pure class size effect from the effect of changes in class composition. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 64(1) :17–38.
- Duflo, E., Dupas, P., and Kremer, M. (2011). Peer effects, teacher incentives, and the impact of tracking : Evidence from a randomized evaluation in Kenya. American Economic Review, 101(5) :1739–74.
- Duque, V., Rosales-Rueda, M., and Sanchez, F. (2019). How do early-life shocks interact with subsequent human capital investments ? Evidence from administrative data. Working Paper.

- Dustan, A. (2020). Can large, untargeted conditional cash transfers increase urban high school graduation rates? Evidence from Mexico city's Prepa Sí. Journal of Development Economics, 143 :102392.
- Edmonds, E. and Theoharides, C. (2020). The short term impact of a productive asset transfer in families with child labor : Experimental evidence from the Philippines. Journal of Development Economics, page 102486.
- Ennaji, M. (2018). Morocco's experience in gender gap reduction in education. Gender and Women's Studies, 2(1) :5.
- Evans, D. and Mendez Acosta, A. (2020). Education in Africa : What are we learning? Center for Global Development Working Paper No. 542.
- Evans, D. K. and Popova, A. (2016). What really works to improve learning in developing countries? An analysis of divergent findings in systematic reviews. World Bank Research Observer, 31(2) :242–270.
- Filmer, D. and Schady, N. (2014). The medium-term effects of scholarships in a low-income country. Journal of Human Resources, 49(3) :663–694.
- Firmino, J., Nunes, L. C., Reis, A. B., and Seabra, C. (2018). Class composition and student achievement : Evidence from Portugal. FEUNL Working Paper Series No. 624.
- Fiszbein, A. and Schady, N. R. (2009). Conditional cash transfers : reducing present and future poverty. The World Bank.
- Fredriksson, P., Öckert, B., and Oosterbeek, H. (2013). Long-term effects of class size. The Quarterly Journal of Economics, 128(1) :249–285.
- Ganimian, A. J. and Murnane, R. J. (2016). Improving education in developing countries : Lessons from rigorous impact evaluations. Review of Educational Research, 86(3) :719–755.
- Garcia, S. and Saavedra, J. E. (2017). Educational impacts and cost-effectiveness of conditional cash transfer programs in developing countries : A meta-analysis. Review of Educational Research, 87(5) :921–965.

- Gelman, A. and Imbens, G. (2019). Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. Journal of Business & Economic Statistics, 37(3) :447–456.
- Gibbons, S., McNally, S., and Viarengo, M. (2018). Does additional spending help urban schools? An evaluation using boundary discontinuities. Journal of the European Economic Association, 16(5) :1618–1668.
- Glewwe, P. and Muralidharan, K. (2016). Improving education outcomes in developing countries : Evidence, knowledge gaps, and policy implications. Handbook of the Economics of Education, 5 :653–743.
- Holmlund, H., McNally, S., and Viarengo, M. (2010). Does money matter for schools? Economics of Education Review, 29(6) :1154–1164.
- Hoxby, C. (2000). Peer effects in the classroom : Learning from gender and race variation. NBER Working Paper No. 7867.
- Imbens, G. and Kalyanaraman, K. (2012). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. The Review of Economic Studies, 79(3) :933–959.
- Kremer, M., Brannen, C., and Glennerster, R. (2013). The challenge of education and learning in the developing world. Science, 340(6130) :297–300.
- Krueger, A. B. (1999). Experimental estimates of education production functions. The Quarterly Journal of Economics, 114(2) :497–532.
- L'Economiste (2017). Abandon scolaire : Tayssir, neuf ans après. Accessed online on 2020-09-23.
- Lucas, A. M. and Mbiti, I. M. (2012). Access, sorting, and achievement : The short-run effects of free primary education in Kenya. American Economic Journal : Applied Economics, 4(4) :226–53.
- Masino, S. and Niño-Zarazúa, M. (2016). What works to improve the quality of student learning in developing countries? International Journal of Educational Development, 48 :53–65.

- Mbiti, I., Muralidharan, K., Romero, M., Schipper, Y., Manda, C., and Rajani, R. (2019). Inputs, incentives, and complementarities in education : Experimental evidence from Tanzania. The Quarterly Journal of Economics, 134(3) :1627–1673.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design : A density test. Journal of Econometrics, 142(2) :698–714.
- McEwan, P. J. (2015). Improving learning in primary schools of developing countries : A meta-analysis of randomized experiments. Review of Educational Research, 85(3) :353–394.
- Médias24 (2014). Massar : Rachid Belmokhtar ne fera pas de concession. Accessed online on 2020-09-23.
- Médias24 (2018). Programme Tayssir : le détail des nouvelles mesures de la rentrée 2018-2019. Accessed online on 2020-09-23.
- Ministry of Education (2018). Atlas territorial de l’enseignement privé. Rabat, Maroc : Conseil Supérieur de l’Education, de la Formation et de la Recherche Scientifique.
- Molina Millán, T., Barham, T., Macours, K., Maluccio, J. A., and Stampini, M. (2019). Long-term impacts of conditional cash transfers : Review of the evidence. The World Bank Research Observer, 34(1) :119–159.
- Molina Millán, T., Macours, K., Maluccio, J. A., and Tejerina, L. (2020). Experimental long-term effects of early-childhood and school-age exposure to a conditional cash transfer program. Journal of Development Economics, 143 :102385.
- Muralidharan, K. and Niehaus, P. (2017). Experimentation at scale. Journal of Economic Perspectives, 31(4) :103–24.
- Parker, S. W. and Vogl, T. (2018). Do conditional cash transfers improve economic outcomes in the next generation? Evidence from Mexico. NBER Working Paper No. 24303.

- Ponce, J. and Bedi, A. S. (2010). The impact of a cash transfer program on cognitive achievement : The bono de desarrollo humano of Ecuador. Economics of Education Review, 29(1) :116–125.
- Pritchett, L. (2013). The rebirth of education : Schooling ain't learning. Washington, DC : Center for Global Development.
- Soumaya, M., Julie, B., Marguerite, C., Elizabeth, F., Hannah, K., and Isobel, M. (2018). Examens de l'OCDE du cadre d'évaluation de l'éducation : Maroc. Paris, France : OECD.
- Urquiola, M. (2006). Identifying class size effects in developing countries : Evidence from rural Bolivia. The Review of Economics and Statistics, 88(1) :171–177.
- Valente, C. (2019). Primary education expansion and quality of schooling. Economics of Education Review, 73 :101913.
- Vivalt, E. (2020). How much can we generalize from impact evaluations? Journal of the European Economic Association. Forthcoming.
- World Bank (2018). World Development Report 2018 : Learning to realize education's promise.
- World Bank (2019). Ending learning poverty : the call of our times. Accessed online on 2020-11-19.

Conclusion

Bien que les taux de scolarisation primaire et secondaire aient considérablement augmenté dans les pays en développement depuis la fin des années 1990, les acquis des élèves y restent particulièrement faibles. Par ailleurs, beaucoup d'élèves continuent à mettre fin à leur scolarité avant d'entrer au niveau secondaire. Enfin, bien que l'écart entre l'accès à la scolarisation des filles et celle des garçons ait aussi été grandement réduit, les filles ont toujours deux fois moins de chances que les garçons d'entrer à l'école.

Dans ce contexte, nous nous sommes intéressés à certains facteurs assez peu étudiés dans la littérature qui pourraient influencer les décisions des ménages quant à leurs investissements dans l'instruction de leurs enfants. Nous avons aussi étudié si l'influence de ces facteurs dépendait du genre de l'enfant. Les trois déterminants de l'investissement familial en éducation présentés dans cette thèse ont été 1) le rang de l'enfant dans sa fratrie, 2) l'âge au mariage de la mère, 3) le fait d'être bénéficiaire d'un programme de transferts monétaires.

Le premier chapitre a montré que, dans le contexte de Madagascar, les ménages avaient tendance à moins investir dans l'éducation de l'aîné de la fratrie que dans celle de ses frères et soeurs cadets. Ainsi, les aînés opèrent leur transition dans la vie d'adulte plus tôt, les filles comme les garçons. Ils quittent l'école plus jeunes que leurs cadets et commencent à travailler plus vite en dehors de l'entreprise familiale. Ils atteignent alors un niveau d'éducation plus faible ce qui limite leurs compétences cognitives. Les filles se marient plus jeunes lorsqu'elles sont les aînées de leur fratrie. Cette transition plus rapide des aînés dans la vie d'adulte octroie aux ménages des ressources supplémentaires

qui peuvent être investies dans l'éducation des plus jeunes.

Les modèles que nous utilisons comparent des individus qui n'appartiennent pas forcément à la même fratrie en fonction de leur rang de naissance (modèles inter-familiaux). Lorsqu'on compare nos résultats à ceux que nous obtenons sur le niveau d'éducation et l'âge au mariage pour lesquels nous pouvons comparer des frères et soeurs (modèles intra-familiaux), il semble que nous sous-estimions l'effet du rang dans la fratrie. Les résultats présentés dans le premier chapitre de cette thèse seraient donc des valeurs plancher des effets du rang de naissance. Il aurait été intéressant de comparer nos résultats à ceux obtenus en utilisant des modèles intra-familiaux pour toutes les variables dépendantes observées : l'âge auquel l'individu a abandonné l'école, la dernière classe qu'il a pu compléter, ses compétences cognitives et l'âge auquel il a commencé à travailler, notamment en dehors de l'entreprise familiale. Nous aurions alors pu estimer plus précisément l'effet du rang de naissance sur ces variables.

Ce chapitre pourrait aussi être complété en utilisant la vague 2019 des données de l'enquête panel que nous utilisons. Lorsque les données seront disponibles, nous pourrions observer les effets du rang de naissance sur la fertilité et l'insertion sur le marché du travail des membres de la cohorte suivie par l'enquête.

Enfin, il faudrait réussir à déterminer pourquoi nous n'observons pas d'effets directs du rang dans la fratrie sur les compétences cognitives et non-cognitives alors qu'ils ont pu être observés dans d'autres contextes, notamment dans les pays développés. Nous avons fait l'hypothèse que la famille élargie, qui tient une place plus importante dans les pays en développement, pouvait influencer le développement cognitif et socio-émotionnel de l'enfant. La présence d'individus n'appartenant pas au ménage dans sa vie quotidienne peut altérer l'effet de ses frères et sœurs sur ses compétences cognitives et non-cognitives. Nous n'avons malheureusement pas pu tester la validité de cette hypothèse.

Dans le deuxième chapitre, nous avons observé l'effet de l'âge au mariage de la mère sur la scolarisation de ses enfants au Maroc. Nous avons trouvé que quand les mères ont été mariées jeunes, elles ont tendance à davantage investir dans l'éducation de leurs enfants, notamment de leurs filles. Ces résultats sont

valables pour les plus jeunes générations. Nous pensons qu'ils pourraient être le reflet d'un changement social en cours au Maroc au moment de l'enquête que nous utilisons (2009-2010) selon lequel les parents souhaiteraient que leur fille puisse gagner en autonomie grâce à un niveau d'éducation plus élevé.

Cette question mériterait d'être réévaluée à l'aide de données plus récentes et contenant des informations sur les enfants qui ne résident pas forcément avec leurs parents. Cela nous permettrait d'observer si, en ayant un effet positif sur la scolarisation des enfants, le mariage précoce de la mère conduit aussi à reculer l'âge au mariage de leurs filles. De plus, la *Commission Spéciale sur le Modèle de Développement* a révélé que le système éducatif marocain souffrait aujourd'hui d'une crise de confiance des parents à son encontre. L'utilisation de données plus récentes permettrait alors d'observer si l'effet positif du mariage précoce de la mère sur la scolarisation de ses enfants y résiste.

Nous avons vu que les élèves marocains acquièrent peu de connaissances à l'école. Le dernier chapitre est alors consacré à l'évaluation de l'effet du programme de transferts monétaires marocain, *Tayssir*, sur l'apprentissage des élèves. Ce programme a été un outil particulièrement performant pour accroître la scolarisation des enfants et réduire l'abandon scolaire mais il n'a pas permis d'améliorer les conditions d'apprentissage des élèves.

Nous avons en effet trouvé que dans les communes bénéficiaires du programme *Tayssir*, les garçons avaient de moins bons résultats à l'examen de fin de primaire que ceux qui résidaient dans des communes non-bénéficiaires. Nous expliquons ce résultat par le fait que le programme *Tayssir* n'a pas été suffisamment accompagné par des mesures d'amélioration de l'offre éducative. Les classes ont alors été surchargées dans les écoles bénéficiaires, du fait de l'accroissement du nombre d'élèves. En ce qui concerne les filles, nous ne trouvons pas d'effet du programme sur leurs notes à l'examen de fin de primaire. Cependant, nous observons qu'elles parviennent plus souvent à obtenir la moyenne à cet examen et à être inscrites dans un établissement d'éducation secondaire l'année suivante quand elles bénéficient du transfert.

Les données administratives que nous utilisons ne nous permettent malheureusement pas d'explorer pourquoi les résultats des garçons sont plus sensibles

à l'augmentation de la taille des classes que ceux des filles. Il serait intéressant de poursuivre le travail en utilisant des données permettant d'observer les interactions entre élèves dans les classes marocaines. Nous pourrions alors étudier dans quelle mesure la réaction des filles à l'augmentation de la taille de la classe ou à la modification de sa composition (que ce soit en termes de genre ou de niveau des élèves) diffère de celle des garçons.

Ce travail a soulevé plusieurs questions que nous n'avons pas pu traiter dans le cadre de cette thèse.

Dans quelle mesure les effets du rang dans la fratrie que nous observons sur la transition à l'âge adulte à Madagascar ont-ils des répercussions sur les individus à long terme ? En se mariant plus jeunes, les aînées ont-elles davantage d'enfants ? En atteignant un niveau d'éducation plus élevé que leurs grands frères ou grandes sœurs, les cadets parviennent-ils à mieux s'insérer sur le marché du travail ? S'ils obtiennent un revenu plus élevé, compensent-ils les transferts qu'ils ont reçu de la part de leurs frères et sœurs quand ils étaient jeunes en aidant davantage leurs parents une fois qu'ils ne peuvent plus travailler ?

Existe-t-il une forme de reproduction sociale de l'âge au mariage dans d'autres pays qui connaissent une transformation sociale ? L'effet positif du mariage précoce de la mère que nous avons trouvé en utilisant des données collectées il y a une dizaine d'années est-il toujours valable aujourd'hui au Maroc ?

Enfin, quelles mesures seraient les plus efficaces pour accompagner les programmes de transfert monétaires pour l'éducation afin qu'ils améliorent l'apprentissage des élèves ?

La poursuite des recherches dans ce sens permettra d'apporter des réponses bienvenues aux différentes questions soulevées. La transformation des relations femmes/hommes issue du meilleur accès des filles à l'instruction dans les pays en développement est aussi une question particulièrement intéressante à traiter.

Annexes

Annexe A

Annexes du Chapitre 1

A1 Descriptive statistics

TABLE A1 – Descriptive statistics on control variables

	Full sample	First child	Second child	Third child	Fourth child	Fifth child or more
Sibship size*	5,38 (2,14)	4,00 (1,68)	4,61 (1,70)	5,19 (1,62)	6,21 (1,66)	7,62 (1,70)
Age in 2012	21,97 (1,16)	22,04 (1,07)	22,02 (1,13)	21,99 (1,25)	21,94 (1,25)	21,84 (1,17)
Average age difference among the sibship*	3,07 (2,03)	3,05 (2,26)	3,09 (2,06)	3,19 (1,98)	3,03 (1,90)	2,99 (1,81)
Female	0,53 (0,50)	0,55 (0,50)	0,53 (0,50)	0,55 (0,50)	0,54 (0,50)	0,49 (0,50)
Mother's year of birth	1961,703 (6,57)	1967,34 (4,94)	1963,41 (5,18)	1960,31 (5,54)	1958,77 (4,97)	1955,79 (4,68)
Mother's age at first birth	21,81 (4,56)	21,78 (4,83)	22,25 (4,63)	22,40 (4,85)	21,31 (3,91)	21,16 (4,14)
Father's activity						
Father is a wage worker	0,23 (0,42)	0,21 (0,41)	0,21 (0,41)	0,29 (0,46)	0,22 (0,41)	0,24 (0,43)
Father is an own account worker	0,60 (0,49)	0,62 (0,49)	0,61 (0,49)	0,57 (0,50)	0,60 (0,49)	0,59 (0,49)
Father is a family worker	0,17	0,17	0,18	0,14	0,18	0,18

Table A1, continued

	Full sample	First child	Second child	Third child	Fourth child	Fifth child or more
	(0,37)	(0,38)	(0,38)	(0,34)	(0,39)	(0,38)
Father's education						
No education	0,46 (0,50)	0,45 (0,50)	0,45 (0,50)	0,49 (0,50)	0,48 (0,50)	0,44 (0,50)
Primary school completed	0,24 (0,43)	0,25 (0,43)	0,27 (0,44)	0,19 (0,39)	0,23 (0,42)	0,26 (0,44)
Lower secondary school completed	0,30 (0,46)	0,30 (0,46)	0,28 (0,45)	0,32 (0,47)	0,29 (0,46)	0,31 (0,46)
Mother's activity						
Mother is a wage worker	0,09 (0,29)	0,08 (0,28)	0,12 (0,33)	0,11 (0,31)	0,08 (0,27)	0,08 (0,27)
Mother is an own account worker	0,42 (0,49)	0,40 (0,49)	0,38 (0,49)	0,44 (0,50)	0,43 (0,50)	0,44 (0,50)
Mother is a family worker	0,40 (0,49)	0,43 (0,50)	0,43 (0,50)	0,35 (0,48)	0,40 (0,49)	0,39 (0,49)
Mother is a housewife	0,09 (0,28)	0,09 (0,28)	0,06 (0,25)	0,11 (0,31)	0,09 (0,29)	0,09 (0,28)
Mother's education						
No education	0,49 (0,50)	0,46 (0,50)	0,45 (0,50)	0,51 (0,50)	0,56 (0,50)	0,52 (0,50)
Primary school completed	0,28 (0,45)	0,31 (0,46)	0,27 (0,45)	0,27 (0,45)	0,26 (0,44)	0,28 (0,45)
Lower secondary school completed	0,22 (0,42)	0,23 (0,42)	0,28 (0,45)	0,21 (0,41)	0,18 (0,39)	0,19 (0,39)
Wealth index*	22,89 (18,53)	22,07 (19,15)	22,69 (18,63)	24,22 (19,27)	24,00 (18,94)	22,29 (16,72)
Cultivated surface*	3,01 (7,24)	2,96 (8,77)	2,80 (7,87)	3,03 (5,92)	3,22 (7,80)	3,17 (4,68)
Urban*	0,23 (0,42)	0,23 (0,42)	0,19 (0,40)	0,21 (0,41)	0,24 (0,43)	0,26 (0,44)
Proximity to infrastructure*	38,60 (28,51)	38,00 (29,84)	37,28 (27,13)	39,34 (27,57)	38,58 (29,14)	40,15 (28,83)
Ethnicity						
Antandroy	0,05 (0,22)	0,05 (0,21)	0,03 (0,18)	0,05 (0,22)	0,04 (0,20)	0,08 (0,27)
Antesaka	0,03	0,02	0,04	0,03	0,04	0,02

Table A1, continued

	Full sample	First child	Second child	Third child	Fourth child	Fifth child or more
Betsileo	0,22 (0,17)	0,18 (0,15)	0,22 (0,20)	0,21 (0,17)	0,25 (0,20)	0,26 (0,15)
Betsimisaraka	0,12 (0,41)	0,15 (0,38)	0,14 (0,41)	0,07 (0,41)	0,08 (0,43)	0,10 (0,44)
Merina	0,28 (0,32)	0,27 (0,36)	0,27 (0,35)	0,30 (0,25)	0,32 (0,28)	0,25 (0,31)
Sakalava	0,04 (0,45)	0,06 (0,45)	0,05 (0,45)	0,04 (0,46)	0,03 (0,47)	0,02 (0,43)
Sihanaka	0,05 (0,21)	0,06 (0,24)	0,05 (0,22)	0,06 (0,20)	0,03 (0,18)	0,05 (0,15)
Tanala	0,03 (0,22)	0,03 (0,24)	0,03 (0,21)	0,06 (0,24)	0,03 (0,18)	0,02 (0,21)
Tsimihety	0,05 (0,18)	0,06 (0,17)	0,05 (0,17)	0,06 (0,24)	0,03 (0,16)	0,05 (0,13)
Other	0,12 (0,22)	0,12 (0,24)	0,10 (0,21)	0,11 (0,24)	0,10 (0,18)	0,14 (0,21)
Observations	1,107	288	249	197	144	229

Notes : The table presents mean values for the full sample and birth order. Standard deviations are within parentheses. Sample restricted to individuals between 19 and 25 years old. * denotes variables measured in 2004. Sibship size is measured as the number of siblings among a sibship. Age, average age difference among the sibship and mother's age at first birth are measured in years. The variable "Female" is a dummy equal to 1 if the cohort member is a female. Parents activities and education are measured thanks to dummies denoting the highest level of education completed by the parent and his/her type of activity. Wealth index, cultivated surface and proximity to infrastructure are indexes constructed thanks to principal component analyses. They are transformed to fall into [0;100]. Ethnicity is measured thanks to dummies equal to 1 for each ten most important ethnicity in Madagascar. Smaller ethnicity are gathered in the modality "Other".

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

TABLE A2 – Descriptive statistics all cohort members siblings’ characteristics by birth order

	Birth order, all siblings declared in the 2012 survey					Total
	First born	Second born	Third born	Fourth born	Fifth born or more	
Age	24,52	23,16	20,74	18,66	16,06	21,31
Female	0,49	0,49	0,50	0,49	0,47	0,49
Observations	1,344	747	645	504	760	4,000
Highest education level	3,08	3,19	3,09	2,91	2,54	2,98
Observations	1,314	743	641	497	737	3,932
Age at first marriage	20,07	20,31	19,50	19,34	18,87	19,88
Observations	514	259	147	91	103	1,114

Notes : The table presents mean values for the full sample and birth order. Full sample is cohort members and all their siblings declared in the 2012 wave survey. We only have information on highest education level for 3,932 individuals. Age at first marriage is available only for individuals already married.

Source : Authors’ elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

TABLE A3 – 2012 and 2004 birth order

	Birth order measured with the 2012 wave survey					Total
	First born	Second born	Third born	Fourth born	Fifth born or more	
Average age gap among sibship	2,70	3,43	3,31	3,02	2,81	3,07
Sibship size	2,68	3,81	4,40	5,20	6,83	4,23
Birth order measured with the 2004 wave survey						
First born	87,15	8,33	2,43	0,69	1,39	100
Second born	30,92	51,00	8,84	4,82	4,42	100
Third born	11,68	23,86	41,62	11,68	11,17	100
Fourth born	10,42	18,06	20,83	34,03	16,67	100
Fifth born or more	9,17	10,48	18,34	14,85	47,16	100
Observations	571	321	230	147	205	1,107

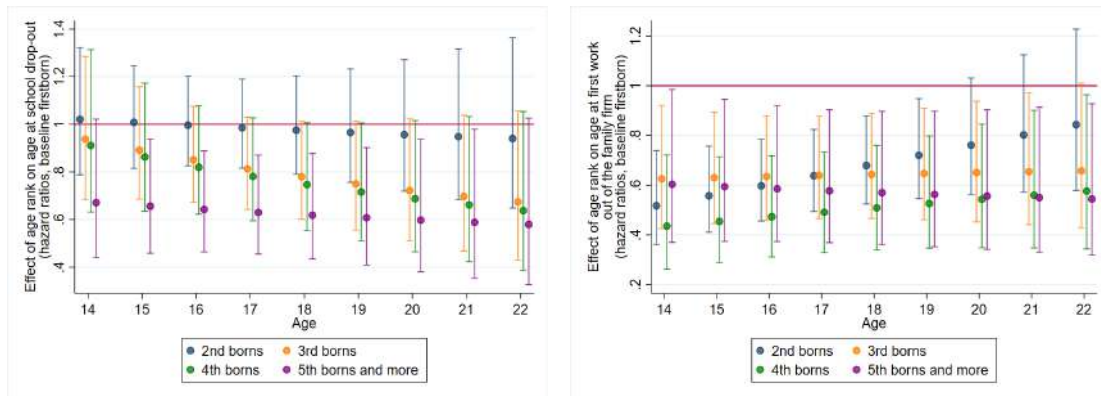
Notes : Authors’ elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*. Sample restricted to individuals between 19 and 25 years old.

A2 Social birth order

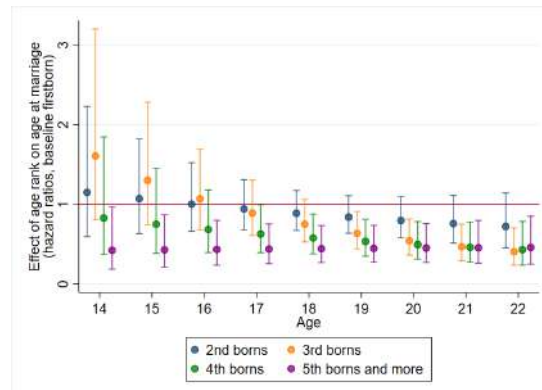
FIGURE A1 – Social birth order and transitions into adulthood

(a) School dropout

(b) Work outside the family firm



(c) Marriage



Notes : Figures A1a, A1b & A1c represent, for each age rank, the relative risk at age t to dropout from school, to start working outside the family firm or to get married, as compared to the oldest child in the household. Hazard ratios calculated using an extended Cox-proportional hazard model on 1,061 cohort members for age at school dropout (we were not able to calculate age at school dropout for 46 individuals) and 1,107 cohort members for age at marriage. Age at first work outside the family firm is calculated only for cohort members who have a family firm i.e. if at least one parent were own account worker or a family worker. The hazard function for age at first work outside the family firm is estimated on a 849 cohort members sample.

Source : Authors' elaboration using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*

TABLE A4 – Effect of social birth order on schooling outcomes

	Highest grade		Average grade for level	Highest level	Cognitive skills in 2012			Cognitive skills in 2004	
	Linear model (1)	Linear model (2)	Linear model (3)	Ordered probit (4)	Linear model (5) (6) (7) (8)			Linear model (9)	
Ref. firstborn is the oldest child in the household									
2nd child	0.203 (0.272)	0.053 (0.305)	0.207 (0.279)	0.090 (0.102)	0.011 (0.076)	-0.061 (0.072)	-0.050 (0.090)	-0.060 (0.071)	-0.012 (0.098)
3rd child	0.383 (0.334)	0.345 (0.380)	0.393 (0.343)	0.149 (0.126)	0.087 (0.093)	-0.013 (0.089)	0.052 (0.112)	-0.010 (0.089)	-0.003 (0.123)
4th child	0.819** (0.397)	0.509 (0.470)	0.834** (0.407)	0.291* (0.149)	0.240** (0.111)	0.059 (0.110)	0.156 (0.139)	0.065 (0.110)	-0.038 (0.152)
5th child or more	1.679*** (0.463)	1.124** (0.528)	1.745*** (0.475)	0.622*** (0.175)	0.376*** (0.129)	0.038 (0.124)	0.243 (0.156)	0.040 (0.124)	0.132 (0.170)
Cognitive skills in 2004		1.479*** (0.124)					0.323*** (0.037)	0.057* (0.032)	
School attainment						0.187*** (0.008)		0.180*** (0.009)	
Within-R2	0.38	0.48	0.37	0.13	0.38	0.65	0.44	0.65	0.31
Observations	1,107	671	1,107	1,107	1,107	671	671	671	671

Notes : This table reports the effects of social birth order on school attainment and cognitive skills. The dependent variables are (1) & (2) highest completed grade, (3) average grade attained for each level of education, (4) highest attained level of education, (5) to (8) cognitive skills measured in 2012 and (9) cognitive skills measured in 2004. We have 435 missing values for 2004 cognitive skills leading us to estimate the effect of birth order on this outcome on a 672 cohort members sample. The effects of birth order on highest grade, average grade for level and cognitive skills are estimated using a linear model absorbing sibship size fixed effects. The effects of birth order on the highest level of education attained are estimated using an ordered probit model with sibship size fixed effects added as dummy variables. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Source : Authors' calculation using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

A3 Non-cognitive skills

The formation of non-cognitive skills is strongly influenced by the context in which the individual grows up, and in particular by the investment of parents in the first years of life (Cunha et al., 2010). The way parents interact with their child varies considerably depending on the number of siblings, on the experience of the parents themselves and, in some contexts, on the gender of the child. Firstborns can, for example, benefit from more attention from parents, who have more time to dedicate to them, while last children can benefit most from their parents' experience (Zajonc, 1976; Markus and Zajonc, 1977; De Haan et al., 2014; Monfardini and See, 2016; Lehmann et al., 2018). Moreover, parents are often more strict with their first children and this could lead them to develop greater persuasive and communication skills (Black et al., 2018). Conversely, later children are likely to suffer from the comparison with their older siblings and this could induce them to develop more their creativity skills to differentiate from them (Sulloway, 1996). Child development is also influenced by the interactions with siblings : older siblings, for example, are likely to develop more their sense of responsibility (Sulloway, 1996; Black et al., 2018), their patience, as well as their pedagogical skills (Zajonc, 1976; Markus and Zajonc, 1977). All this implies that a child's birth order can have important effects on her non-cognitive development with an indirect impact on her chances of success in her adult's professional life.

Most of the literature on the effects of birth order on non-cognitive skills focuses on developed countries. It is unclear if results can be extended to poor countries, where budget constraints are more pronounced and thus economic motivations are likely to play a more important role for parents when they need to decide how much to invest in their child (Eirnaes and Pörtner, 2004; Emerson and Souza, 2008; Tenikue and Verheyden, 2010; De Haan et al., 2014; Lafortune and Lee, 2014). Also, these phenomena are strongly influenced by cultural and social norms, that are context-specific. For instance, given the importance of extended family in developing countries (Cox and Fafchamps, 2007), interactions with individuals outside the household could particularly shape children personality.

Existing literature shows no or very little effect of birth order on personality (Damian and Roberts, 2015; Rohrer et al., 2015; Lehmann et al., 2018; Boccio and Beaver, 2019; Botzet et al., 2020). Only Black et al. (2018) find a negative effect of birth order on non-cognitive skills in Sweden. Black et al. (2018) take advantage of the military enlistment data from the Swedish War Archive. This dataset provides results to psychological tests that Swedish men used to take when they enlisted in the military.¹ Men were interviewed by a certified psychologist who had to assess their emotional stability, persistence, willingness to assume responsibility, ability to take initiative and if they were socially outgoing. Black et al. (2018) use an overall measure of those personality traits to conduct the analysis. They find that later born males perform significantly worse on non-cognitive skills. The effect is stronger for boys with older brothers than for boys with older sisters. Differences in personality depending on birth order and sibship's sex composition can be explained by the Sulloway (1996)'s family niche model. According to Sulloway (1996), later borns have to be creative to differentiate themselves from their older (same sex) siblings. They become more unconventional to attract parental attention. Those differences in personality seem to influence the occupational choices in Sweden, where male firstborns are more likely to be in occupations, like top manager, that require positive non-cognitive skills (Black et al., 2018).

The *Madagascar Young Adult Transition Survey* includes a module of 116 questions aimed to assess cohort members non-cognitive skills. We describe them in the following section.

A3.1 Measurement of Personality

Cohort member's non-cognitive skills were assessed by a 116 questions test. Respondents had to rate on a 5 points Lickert scale whether they fully disagree (rated 1) or fully agree (rated 5) that a statement describes them. Statements used are a mix of commonly used items aimed to measure non-cognitive skills.² For example, respondents had to declare whether they agree or not that the

1. Until 2010, all Swedish men had to enlist in the military.

2. A detailed list of usual scales and items used to assess non-cognitive skills is accessible at <https://ipip.ori.org/>.

statement "I like to tidy" describes them.

We combined the 116 items to build a commonly used taxonomy of non-cognitive abilities : the Big-5 personality traits. According to [John et al. \(1999\)](#), the Big 5 "represent personality at the broadest level of abstraction, and each dimension summarizes a large number of distinct, more specific personality characteristics". Big-5 dimensions are known under the acronym OCEAN : openness, conscientiousness, extraversion, agreeableness and neuroticism. They are particularly accurate for developed countries. As warned by [Laajaj and Macours \(2017\)](#) and [Laajaj et al. \(2019\)](#), Big-5 taxonomy might not emerge in developing countries. The major issue is that in developing economies, non-cognitive skills are assessed thanks to face-to-face surveys while they are mostly assessed on computers in developed economies. Biases in responses might especially arise in face-to-face surveys in developing countries because of interactions between respondents and interviewers, items' translations and lower educational level that can make questions more difficult to understand. Specifically, acquiescence bias (tendency to agree with every statements, even when they are contradictory) might be more common. To check whether the Big-five taxonomy emerges in our data, we conducted a factorial analysis, after correcting for acquiescence bias, on our respondents' answers to the 116 items aimed at measuring non-cognitive skills. The personality traits that emerge from the factorial analysis are slightly different from the Big-five taxonomy. They are : responsibility, initiative, extraversion, emotional stability and openness (See Tables [A5](#) to [A8](#) for a detailed list of items and personality traits they belong to).

The internal consistency of our personality traits' constructs is satisfactory. For each personality trait except openness, Cronbach's Alphas are over 0.7.³ Three of the personality traits that emerge from our factorial analysis are common to the Big-5 personality traits (extraversion, emotional stability and openness). To check whether they accurately measure extraversion, emotional stability or openness, we also constructed a naive measurement of non-cognitive

3. Cronbach's Alpha assesses the extent to which items are measuring the same underlying construct. A minimum threshold of 0.7 is often applied in the litterature ([Laajaj and Macours, 2017](#)).

skills. We simply averaged answers to items that belong to a determined trait (See Tables A5 to A8 for the detailed naive classification of items within each personality traits). The naive and factorial analysis constructs of common personality traits are sufficiently correlated to each other (0.46 for openness, 0.6 for extraversion and 0.7 for emotional stability, see table A9). For the sake of simplicity, we only use personality traits that emerged from factorial analysis when analyzing the effect of birth order on non-cognitive skills.⁴

A3.2 The effect of birth order on non-cognitive skills

We use a linear model absorbing sibship size fixed effects to estimate the effects of birth order on z-score of our measures of non-cognitive skills (Table A10, see equation 1.1). We do not find any effect of birth order on non-cognitive skills. Some gender and wealth heterogeneities seem to emerge (Table A11). Fourth born girls take less initiative than firstborn girls but are more emotionally stable. In poor households, third borns are more extrovert than firstborns. However, those results are too weak to be correctly interpreted. The absence of birth order effects on non-cognitive skills is in line with the scarce literature on this topic in developing countries (i.e. Botzet et al. (2020)).

4. Our results are robust to the use of the "naive" measurement of the personality traits.

TABLE A5 – Responsibility measurement (Cronbach's Alpha =0.95)

	Mean	SE	Factor loading	"Naive" classification
I am always up to my tasks	3,99	0,74	0,64*	Conscientiousness
I like to step up to the plate	4,06	0,73	0,63*	Conscientiousness
I keep my promises	4,04	0,75	0,60*	Agreeableness
I always keep my word	4,03	0,72	0,60*	Agreeableness
I know how to keep calm	3,96	0,71	0,60*	Emotional stability
I like order and regularity	4,15	0,68	0,59*	Conscientiousness
I am a person who sets goals	4,09	0,73	0,58*	Conscientiousness
I like to tidy	4,17	0,67	0,57*	Conscientiousness
I like when everything is in its place	4,18	0,66	0,57*	Conscientiousness
I do my job without waiting	3,83	0,78	0,57*	Conscientiousness
I take the initiative of conversations	3,79	0,8	0,56*	Extraversion
I do the work with conviction	4,18	0,66	0,55*	Conscientiousness
I immediately begin the tasks to be done	3,89	0,72	0,55*	Conscientiousness
I respect group decisions	4,08	0,7	0,55*	Agreeableness
I get to work without waiting	3,87	0,78	0,55*	Conscientiousness
I stand in solidarity with the members of my group	3,96	0,78	0,54*	Extraversion
I do not assume my responsibilities (R)	4,09	0,77	0,54*	Conscientiousness
I never get bored	3,81	0,81	0,54*	Openness
I know how to take up challenges	3,74	0,84	0,54*	Conscientiousness
I get involved in collective/community activities	4	0,82	0,53*	Extraversion
I leave it to others to take the initiative	3,83	0,88	0,53*	Extraversion
I know how to keep the secrets	4,11	0,75	0,52*	Agreeableness
I never leave a job without completing it	3,9	0,81	0,52*	Conscientiousness
I'm always busy with something interesting	3,67	0,83	0,52*	Openness
I do things by following a plan	3,81	0,77	0,51*	Conscientiousness
I like to put order	4,15	0,69	0,50*	Conscientiousness
I sometimes feel dishonest (R)	4,18	0,77	0,50*	Agreeableness
I leave my stuff lying around (R)	4,05	0,8	0,50*	Conscientiousness
I never leave work (to be done)	3,64	0,87	0,50*	Conscientiousness
I am easily intimidated (R)	3,96	0,83	0,49*	Extraversion
I quickly realize the tasks to do	3,65	0,8	0,49*	Conscientiousness
I enjoy my work	3,72	0,85	0,48*	Conscientiousness
I am consumed by my own problems (R)	3,69	0,91	0,48*	Emotional stability
I like to tidy up all around	3,85	0,77	0,48*	Conscientiousness
I do things quickly	3,79	0,82	0,48*	Conscientiousness
I leave my room in disorder (R)	4,18	0,76	0,47*	Conscientiousness
I can clearly articulate ideas	3,61	0,8	0,47*	Conscientiousness
I am always ready	4,24	0,74	0,47*	Conscientiousness

Table A5, continued

	Mean	SE	Factor loading	"Naive" classification
I delight in disorder (R)	4,23	0,8	0,47*	Conscientiousness
I am true to my own values	3,87	0,86	0,47*	Agreeableness
I exaggerate with my troubles (R)	3,91	0,84	0,47*	Emotional stability
I pay attention to details	3,83	0,81	0,46*	Conscientiousness
I'm easily discouraged (R)	3,98	0,84	0,46	Conscientiousness
I give up easily (R)	3,96	0,84	0,45	Conscientiousness
I leave it to others to decide (R)	3,71	0,93	0,45	Extraversion
I leave my things hanging out (R)	4,03	0,84	0,45	Conscientiousness
I seldom associate myself with others	3,96	0,85	0,44	Extraversion
I finish the tasks whatever the obstacles encountered	3,55	0,9	0,44	Conscientiousness
I believe that honesty is the foundation of trust	4,12	0,84	0,43	Agreeableness
I like to belong to a group	3,73	0,88	0,43	Extraversion
I do not get distracted when I work	3,71	0,87	0,42	Conscientiousness
The disorder does not bother me (R)	3,98	0,89	0,41	Conscientiousness
I do not know how to seize opportunities (R)	3,37	0,94	0,41	Openness
I do not finish what I started	3,88	0,88	0,41	Conscientiousness
I know how to handle difficult situations	3,56	0,98	0,40	Conscientiousness
It's difficult for me to make decisions (R)	3,48	0,99	0,40	Conscientiousness
I am interested in very few things (R)	3,67	0,88	0,39	Openness
I am a workaholic	3,47	0,93	0,39	Conscientiousness
I feel comfortable with people	3,88	0,81	0,38	Extraversion
I always act first	3,66	0,82	0,37	Extraversion
I forget to put things in their place (R)	3,66	0,9	0,36	Conscientiousness
It's often hard for me to have fun (R)	3,61	0,98	0,36	Openness
I forget to put things in their place (R)	3,63	0,91	0,34	Conscientiousness
I have trouble expressing my feelings (R)	3,29	0,98	0,32	Extraversion
I am uncomfortable in group work (R)	3,79	0,93	0,31	Extraversion
I do not continue with what I decided to do before (R)	3,54	0,96	0,30	Conscientiousness
Disorganized people don't bother me (R)	3,83	1	0,30	Conscientiousness
I interact with different people during meetings	2,25	0,8	-0,46	Openness

Notes : Items used to build responsibility measurement. According to [Attanasio et al. \(2020\)](#), only items which have a contribution (factor loading) higher than the average contribution in absolute terms are used for the factor's interpretation. They are noted by a star. All items are corrected for acquiescence bias and reverse coded for the ones who needed it (reverse coded items are identified by (R)).

TABLE A6 – Extraversion measurement (Cronbach's Alpha = 0.7)

	Mean	SE	Factor loading	"Naive" classification
I do not speak a lot (R)	2,95	0,99	0,60*	Extraversion
I am not talkative (R)	2,94	0,98	0,60*	Extraversion
I am not often talkative (R)	2,89	0,96	0,55*	Extraversion
I talk easily	3,25	1,02	0,38*	Extraversion
I do not like taking the lead (R)	2,67	0,97	0,37*	Extraversion
I avoid drawing attention to myself (R)	3,13	1,14	0,37*	Extraversion
I'm not very curious about what's going on in the world (R)	3,29	1,04	0,36*	Openness
I like to lead groups	3,16	1,06	0,35*	Extraversion
I am competent in several fields	3,03	0,99	0,33	Openness
I work best when I'm alone (R)	2,94	1,02	0,32	Extraversion
I am a difficult person to understand (R)	3,17	1	0,31	Emotional Stability
I stay away from strangers (R)	3,45	1	0,28	Extraversion
I differ from the unpleasant tasks (R)	3,05	0,98	0,26	Conscientiousness
I prefer to do it alone (R)	3,45	0,96	0,26	Extraversion
I lie to get out of things (R)	3,91	0,96	-0,36*	Agreeableness

Notes : Items used to build extraversion measurement. According to [Attanasio et al. \(2020\)](#), only items which have a contribution (factor loading) higher than the average contribution in absolute terms are used for the factor's interpretation. They are noted by a star. All items are corrected for acquiescence bias and reverse coded for the ones who needed it (reverse coded items are identified by (R)).

TABLE A7 – Emotional stability measurement (Cronbach's Alpha = 0.74)

	Mean	SE	Factor loading	"Naive" classification
I am often sad (R)	3,49	1,05	0,58*	Emotional stability
I rarely worry	3,25	0,93	0,50*	Emotional stability
I am often worried (R)	3,21	1,05	0,49*	Emotional stability
I feel hopeless (R)	3,78	0,96	0,47*	Emotional stability
I am unflappable	3,23	1,04	0,44*	Conscientiousness
I rarely get angry	3,22	1,1	0,42*	Emotional stability
I am not often worried	3,21	1,04	0,41	Emotional stability
I panic easily (R)	3,64	0,92	0,41	Emotional stability
I get frustrated quickly (R)	3,71	0,89	0,40	Emotional stability
I panic easily (R)	3,79	0,91	0,40	Emotional stability
I have bad presentiments (R)	3,75	0,98	0,36	Emotional stability
I see problems everywhere (R)	3,52	0,95	0,32	Emotional stability
I am not enjoying (R)	3,77	0,92	0,30	Emotional stability
I have a lot of fun	2,99	0,95	0,28	Emotional stability

Notes : Items used to build emotional stability measurement. According to [Attanasio et al. \(2020\)](#), only items which have a contribution (factor loading) higher than the average contribution in absolute terms are used for the factor's interpretation. They are noted by a star. All items are corrected for acquiescence bias and reverse coded for the ones who needed it (reverse coded items are identified by (R)).

TABLE A8 – Openness measurement (Cronbach’s Alpha = 0.64)

	Mean	SE	Factor loading	"Naive" classification
I am very interested in other countries and their cultures	3,24	1,06	0,52*	Openness
In any situation I can find something interesting	3,13	0,9	0,47*	Openness
I like to draw attention to myself	2,82	1	0,45*	Extraversion
I think my life is very interesting	3,29	0,91	0,37	Openness
I always have something to say	2,73	0,91	0,37	Extraversion
I know how to captivate people’s attention	3,17	0,92	0,36	Extraversion
I find the world very interesting	3,44	1,03	0,34	Openness
I am interested in many things	3,15	0,98	0,26	Openness

Notes : Items used to build openness measurement. According to [Attanasio et al. \(2020\)](#), only items which have a contribution (factor loading) higher than the average contribution in absolute terms are used for the factor’s interpretation. They are noted by a star. All items are corrected for acquiescence bias.

TABLE A9 – Correlation Matrix of Personality Traits

	Constructs from PCA					Naive constructs				
	Responsible	Initiative	Extraversion	Emotional stability	Openness	Openness	Conscientiousness	Extraversion	Agreeableness	Emotional stability
Constructs from PCA										
Responsible	1.000									
Initiative	0.054**	1.000								
Extraversion	-0.071***	-0.074***	1.000							
Emotional Stability	-0.087***	-0.093***	0.132***	1.000						
Openness	-0.049*	-0.047*	0.065**	0.092***	1.000					
Naive constructs										
Openness	0.579***	0.238***	0.284***	0.071***	0.463***	1.000				
Conscientiousness	0.919***	0.218***	0.009	0.038	0.094***	0.622***	1.000			
Extraversion	0.617***	0.188***	0.605***	0.073***	0.170***	0.638***	0.641***	1.000		
Agreeableness	0.809***	-0.069***	-0.093***	-0.014	-0.096***	0.412***	0.698***	0.444***	1.000	
Emotional stability	0.507***	0.184***	0.008	0.703***	0.057**	0.410***	0.559***	0.442***	0.398***	1.000

Notes : z-scores are used. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

TABLE A10 – The effect of birth order on non-cognitive skills

	(1) Initiative	(2) Responsibility	(3) Extraversion	(4) Emotional stability	(5) Openness
Birth order : Ref. firstborn					
2nd child	-0.107 (0.104)	-0.118 (0.097)	0.141 (0.101)	-0.076 (0.102)	-0.087 (0.098)
3rd child	-0.183 (0.138)	-0.182 (0.128)	0.114 (0.134)	-0.120 (0.135)	0.112 (0.130)
4th child	-0.160 (0.175)	-0.068 (0.163)	0.114 (0.170)	0.033 (0.172)	0.021 (0.166)
5th child or more	-0.266 (0.215)	-0.081 (0.200)	0.235 (0.209)	-0.134 (0.212)	0.071 (0.204)
Adjusted R2	0.03	0.06	0.03	0.08	0.06
Adjusted within-R2	0.03	0.06	0.04	0.08	0.05
Observations	1,062	1,062	1,062	1,062	1,062

Notes : This table reports the effects of birth order on z-score of measurement for (1) initiative, (2) responsibility, (3) extraversion, (4) emotional stability & (5) openness using a linear model absorbing sibship size fixed effects. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

TABLE A11 – Heterogeneous effects of birth order on non-cognitive skills

	(1) Initiative	(2) Responsibility	(3) Extraversion	(4) Emotional stability	(5) Openness
Panel A. Birth order and gender					
Birth order : Ref. firstborn					
2nd child	-0.014 (0.142)	-0.197 (0.132)	0.163 (0.138)	-0.098 (0.139)	-0.096 (0.134)
3rd child	-0.126 (0.174)	-0.124 (0.162)	0.113 (0.169)	-0.077 (0.171)	0.150 (0.165)
4th child	0.060 (0.207)	-0.228 (0.193)	0.011 (0.201)	-0.192 (0.204)	-0.076 (0.196)
5th child or more	-0.278 (0.230)	-0.041 (0.214)	0.338 (0.223)	-0.204 (0.226)	0.191 (0.217)
2nd child * female	-0.165 (0.178)	0.147 (0.166)	-0.051 (0.173)	0.053 (0.175)	0.007 (0.169)
3rd child * female	-0.087 (0.192)	-0.116 (0.179)	-0.024 (0.187)	-0.057 (0.189)	-0.097 (0.182)
4th child * female	-0.389* (0.209)	0.286 (0.195)	0.157 (0.203)	0.454** (0.206)	0.143 (0.198)
5th child or more * female	0.070 (0.187)	-0.108 (0.174)	-0.266 (0.181)	0.183 (0.183)	-0.306* (0.177)
Female	-0.017 (0.121)	-0.123 (0.113)	-0.030 (0.118)	-0.427*** (0.119)	-0.130 (0.115)
Adjusted R2	0.03	0.06	0.04	0.09	0.07
Adjusted within-R2	0.03	0.06	0.04	0.08	0.05
Observations	1,062	1,062	1,062	1,062	1,062
Panel B. Birth order and poverty					
Birth order : Ref. firstborn					
2nd child	-0.099 (0.119)	-0.073 (0.111)	0.153 (0.116)	-0.009 (0.119)	-0.042 (0.114)
3rd child	-0.216 (0.150)	-0.157 (0.140)	-0.003 (0.146)	-0.175 (0.150)	0.132 (0.143)
4th child	-0.102 (0.184)	-0.029 (0.172)	0.160 (0.179)	0.017 (0.184)	0.106 (0.175)
5th child or more	-0.349 (0.220)	-0.020 (0.206)	0.268 (0.213)	-0.074 (0.219)	0.117 (0.210)
2nd child * poor household	0.004 (0.190)	-0.114 (0.178)	-0.038 (0.184)	-0.177 (0.190)	-0.095 (0.181)
3rd child * poor household	0.139 (0.206)	-0.013 (0.193)	0.416** (0.200)	0.272 (0.206)	0.019 (0.197)
4th child * poor household	-0.169 (0.232)	-0.029 (0.217)	-0.137 (0.225)	0.245 (0.232)	-0.165 (0.221)
5th child or more * poor household	0.367* (0.202)	-0.059 (0.189)	-0.051 (0.196)	0.099 (0.201)	0.049 (0.192)
Poor household	-0.022 (0.138)	-0.010 (0.129)	-0.189 (0.134)	-0.173 (0.137)	0.093 (0.131)
Adjusted R2	0.03	0.06	0.04	0.06	0.05
Adjusted within-R2	0.03	0.06	0.05	0.06	0.04
Observations	1,062	1,062	1,062	1,062	1,062

Notes : This table reports the effects of birth order, interacted with gender (Panel A) or a dummy equal to 1 if the household was poor in 2004 (Panel B), on z-score of measurement for (1) initiative, (2) responsibility, (3) extraversion, (4) emotional stability & (5) openness using a linear model absorbing sibship size fixed effects. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Source : Authors' calculation using data from the 2004 *Madagascar Study on Academic Progress and Academic Performance* and the 2012 *Madagascar Young Adult Transitions Survey*.

Annexe B

Annexes du Chapitre 2

B1 Description des variables utilisées

La variable indiquant si l'enfant est actuellement scolarisé est une variable muette égale à 1 si l'enfant a indiqué suivre une formation générale ou technique au moment de l'enquête. Aucun enfant de 6 à 15 ans ne suivait de formation technique.

Le dernier niveau scolaire atteint est évalué par la dernière classe que l'enfant a complétée. Il vaut par exemple 1 si l'enfant n'a pas complété de niveau supérieur à la première année du primaire, 10 si l'enfant a complété la première année du lycée.

La variable indiquant si l'enfant accuse un retard scolaire vaut 1 si la différence entre son âge et son niveau d'éducation actuel est supérieur à 7 car les enfants sont supposés commencer leur scolarité à 6 ans au Maroc. Nous tolérons une marge d'un an du fait du décalage entre l'année scolaire et l'année civile.

Les dépenses éducatives par enfant scolarisé sont calculées à travers l'agrégation des montants dépensés par le ménage au cours des 12 derniers mois en frais d'inscription, fournitures scolaires, blouses, transport scolaire et autres dépenses concernant l'éducation divisée par le nombre de personnes indiquant suivre actuellement une formation générale ou professionnelle dans le ménage. Nous transformons ensuite cette variable en logarithme pour lisser ses valeurs.

Les caractéristiques des parents sont déterminées en fonction de leurs réponses aux questions concernées (age, âge au mariage, participation au marché du travail, choix de l'époux pour la mère et niveau d'éducation pour les deux parents) et des relations entre les membres du ménage.

On considère qu'un individu participe au marché du travail s'il a travaillé pour une organisation extérieure au ménage, sur son exploitation agricole ou pour son compte propre au cours des 7 derniers jours ou s'il était disponible pour travailler.

On considère qu'une femme a choisi son époux si elle répond qu'elle a choisi seule qui elle allait épouser et non pas un autre membre du ménage, avec ou sans concertation avec la femme concernée.

Le niveau d'éducation des parents étant très faible et montrant peu de variabilité, nous utilisons une variable muette valant 1 si les parents sont allés au-delà de l'école primaire, 0 sinon.

En connaissant la relation entre chaque membre du ménage, nous pouvons connaître les enfants des membres du ménage s'ils résident dans le ménage. C'est à partir de cette information que nous construisons la variable indiquant le nombre d'enfants de la mère vivant dans le ménage. Nous ne savons malheureusement pas si un membre du ménage a d'autres enfants qui ne résident pas dans le ménage.

Le revenu du ménage a été approximé par le montant des dépenses hebdomadaires par unité de consommation. Cet indicateur a été construit par l'addition des montants dépensés au cours de la semaine passée, au cours du mois passé et au cours de l'année passée rapportés à la semaine. Les dépenses concernant la scolarisation n'ont pas été intégrées dans le calcul des dépenses hebdomadaires par unité de consommation pour ne pas biaiser nos résultats. La somme des dépenses a ensuite été divisée par le nombre d'unités de consommation calculé à partir de l'échelle d'Oxford qui attribue un poids de 1 au premier adulte du ménage, 0,7 aux autres adultes de plus de 15 ans et 0,5 aux enfants de moins de 15 ans ([Ezzrari and Soudi, 2006](#)). Les dépenses hebdomadaires par unité de

consommation ont ensuite été transformées en logarithme.

Nous avons aussi créé un indice de richesses construit à partir d'une Analyse en Composantes Multiples sur le type de logement, le système d'éclairage utilisé, la présence de cuisine, toilette et salle de bain dans le logement, le raccordement à l'eau potable, les combustibles utilisés pour la cuisson et les matériaux de construction utilisés pour les murs, le toit et les sols. Plus l'indice est faible, plus le ménage est mal logé et considéré comme pauvre. Cet autre indicateur permet, entre autres, de relativiser le revenu approché par les dépenses dans le cas des ménages agricoles. En effet, les ménages agricoles peuvent dépenser peu en nourriture grâce à l'autoconsommation de leur production et être alors considérés comme pauvres. S'ils sont bien logés, l'indice de richesse permet de mieux approcher leurs conditions de vie.

Enfin, nous avons aussi construit plusieurs variables pour approcher l'offre d'éducation par province : le nombre de salles dans les écoles primaires privées et publiques pour 100 enfants en âge d'aller à l'école primaire (6-12 ans) et le nombre de salles dans les collèges publics et privés pour 100 enfants en âge d'aller au collège (12-15 ans) dans chaque province. Le nombre de salles dans les écoles primaires et les collèges provient du Recueil Statistique de l'Education 2009-2010 publié par le Ministère de l'Education Nationale du Maroc. Nous l'avons ensuite divisé par le nombre d'enfants entre 6 et 12 ans par province et le nombre d'enfants entre 12 et 15 ans par province, calculés à partir des poids d'enquête des données MHYS.

TABLE B1 – Statistiques descriptives

	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum	Observations
Variabiles dépendantes					
Enfant actuellement scolarisé	0,82	0,39	0	1	1,309
Dernier niveau scolaire atteint	3,36	2,57	0	10	1,309
Retard scolaire	0,20	0,40	0	1	1,072
Dépenses éducatives par enfant scolarisé (log)	5,40	1,26	-1	10	1,188
Caractéristiques de la mère					
Age au mariage	19,52	4,06	12	40	1,309
Age	37,19	6,20	21	49	1,309
A au moins complété le primaire	0,18	0,38	0	1	1,309
Participe au marché du travail	0,13	0,34	0	1	1,309
A choisi son époux	0,27	0,45	0	1	1,309
Nombre d'enfants résidant dans le ménage	3,81	1,58	0	9	1,309
Caractéristiques du père					
A au moins complété le primaire	0,24	0,43	0	1	1,309
Caractéristiques du ménage					
Dépenses hebdomadaires par tête	4,94	0,62	1	7	1,309
Conditions de vie	67,12	25,75	1	100	1,309
Milieu de résidence (1=Urbain)	0,50	0,50	0	1	1,309
Caractéristiques de l'enfant					
Age	10,36	2,89	6	15	1,309
Genre (1 si garçon)	0,50	0,50	0	1	1,309
Offre éducation					
Primaire	2,49	1,67	0	22	1,309
College	1,44	1,15	0	11	1,309

Notes : Ce tableau reporte la moyenne, l'écart-type, le minimum, le maximum et le nombre d'observations de chacune des variables dépendantes et de contrôle utilisées dans notre analyse pour l'échantillon étudié. Source : Calculs de l'auteur en utilisant les données de l'enquête *Moroccan Households and Youth Survey*

Annexe C

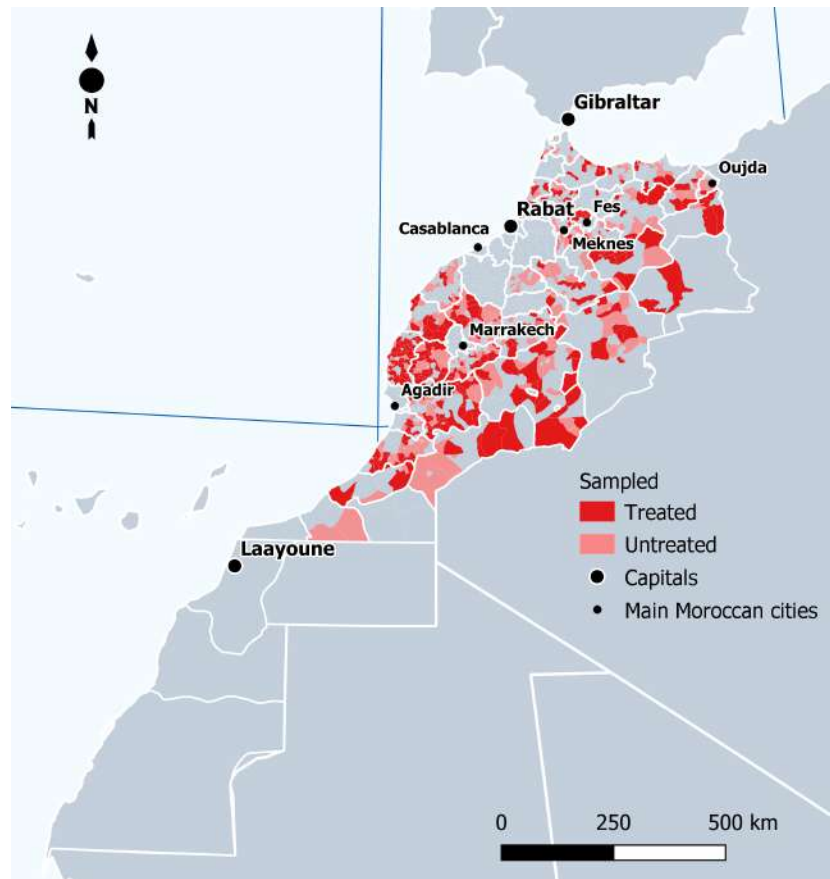
Annexes au Chapitre 3

TABLE C1 – Descriptive statistics : children characteristics by year and grade

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Grade 1	Grade 2	Grade 3	Grade 4	Grade 5	Grade 6	ALL
Outcome variables							
Drop-out							
2013/14
2014/15	0.020	0.025	0.027	0.029	0.041	0.082	0.037
2015/16	0.006	0.012	0.015	0.023	0.041	0.100	0.033
2016/17	0.005	0.012	0.014	0.023	0.039	0.099	0.032
All years	0.009	0.015	0.017	0.024	0.040	0.096	0.033
Graduation score							
2013/14	4.462	.
2014/15	4.082	.
2015/16	4.379	.
2016/17	4.510	.
All years	4.371	.
Graduation rate							
2013/14	0.729	.
2014/15	0.656	.
2015/16	0.751	.
2016/17	0.780	.
All years	0.736	.
Enrollment in secondary							
2013/14	0.760	.
2014/15	0.666	.
2015/16	0.760	.
2016/17	0.771	.
All years	0.743	.
Other variables							
Gender (boy = 1)							
2013/14	0.524	0.521	0.525	0.527	0.533	0.540	0.528
2014/15	0.523	0.524	0.525	0.526	0.529	0.532	0.526
2015/16	0.524	0.523	0.528	0.527	0.528	0.531	0.527
2016/17	0.525	0.525	0.528	0.528	0.529	0.528	0.527
All years	0.524	0.523	0.526	0.527	0.530	0.533	0.527
Age							
2013/14	5.836	7.088	8.357	9.533	10.689	11.879	8.819
2014/15	5.815	7.039	8.291	9.480	10.631	11.845	8.821
2015/16	5.786	7.019	8.229	9.418	10.561	11.797	8.763
2016/17	5.777	7.004	8.221	9.375	10.517	11.728	8.691
All years	5.803	7.037	8.274	9.452	10.600	11.811	8.773
Score general							
2013/14	5.680	5.772	5.672	5.663	5.702	5.772	5.708
2014/15	5.687	5.790	5.712	5.694	5.723	5.793	5.732
2015/16	5.745	5.837	5.786	5.772	5.785	5.830	5.792
2016/17	5.816	5.908	5.868	5.872	5.870	5.905	5.872
All years	5.733	5.827	5.760	5.750	5.770	5.826	5.777
Grade repetition							
2013/14	0.170	0.123	0.139	0.115	0.108	0.189	0.141
2014/15	0.179	0.132	0.141	0.122	0.114	0.209	0.150
2015/16	0.187	0.143	0.153	0.135	0.129	0.213	0.161
2016/17	0.189	0.142	0.151	0.130	0.127	0.198	0.157
All years	0.181	0.135	0.146	0.125	0.119	0.203	0.152
Change school							
2013/14	0.029	0.036	0.031	0.040	0.030	0.733	0.142
2014/15	0.032	0.037	0.033	0.042	0.029	0.697	0.146
2015/16	0.026	0.039	0.036	0.044	0.031	0.691	0.148
2016/17	0.033	0.040	0.038	0.047	0.033	0.699	0.148
All years	0.030	0.038	0.034	0.043	0.031	0.704	0.146

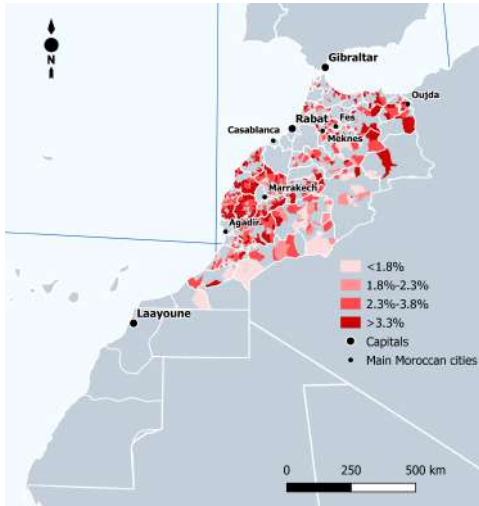
Notes : Authors' elaboration using data from MASSAR. Sample restricted to primary school children in municipalities with poverty rates between 20% and 40%. The outcomes are defined as follow. Dropout : the grade-specific dropout rate in primary school. Graduation score : the average standardized test score at the exam at the end of grade 6. Graduation rate : the share of students graduating from primary school. Enrollment in secondary : the share of students in grade 6 enrolled in secondary school the following year. See Section 3.3.2 for other details.

FIGURE C1 – Study municipalities

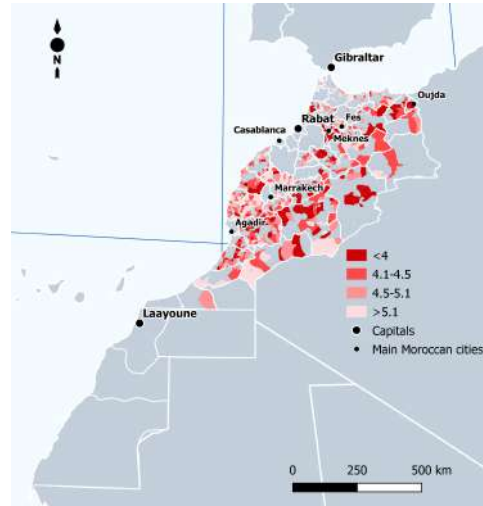


Notes : This map represents the treatment allocation for sampled municipalities (i.e. with poverty rates between 20% and 40%). See notes to Figure 3.1 for other details.
Source : Authors' elaboration using treatment data from the *Haut-Commissariat au Plan*.

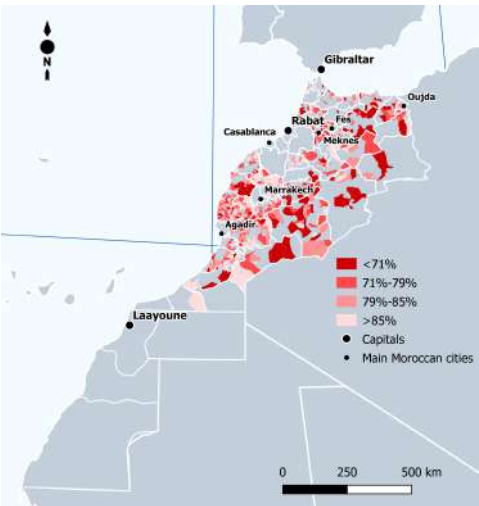
FIGURE C2 – Outcomes in study municipalities



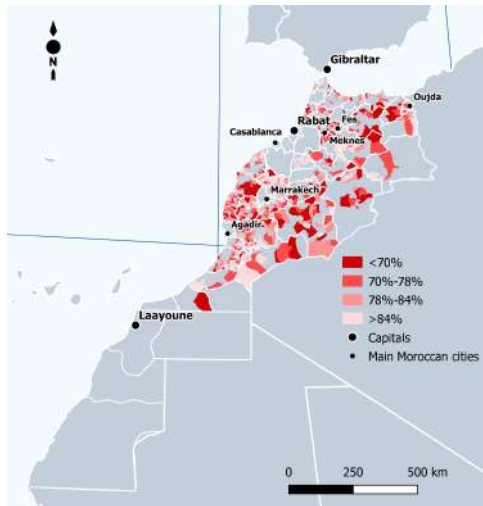
(a) Dropout



(b) Test scores



(c) Graduation



(d) Secondary school

Notes : Authors' elaboration using data from MASSAR. These maps represent the average of the main outcomes of interest in each study municipality : (a) the grade-specific dropout rate in primary school ; (b) the average standardized test score at grade 6 exam ; (c) the share of students graduating from primary school ; (d) the share of students in grade 6 enrolled in secondary school the following year. See notes to Figure 3.1 and Section 3.3.2 for other details.

TABLE C2 – Descriptive statistics : gender differences

	All grades				Std. diff. by grade					
	(1) Girls	(2) Boys	(3) Std. diff	(4) N	(5) Grade 1	(6) Grade 2	(7) Grade 3	(8) Grade 4	(9) Grade 5	(10) Grade 6
Age	8.614 (2.301)	8.829 (2.458)	-0.090	1,834,398	-0.038	-0.095	-0.147	-0.185	-0.229	-0.257
GPA	5.997 (1.210)	5.684 (1.194)	0.261	1,771,175	0.156	0.215	0.269	0.319	0.348	0.295
Drop-out	0.036 (0.186)	0.028 (0.166)	0.042	1,834,399	-0.008	0.003	0.001	0.020	0.034	0.119
Repeat grade	0.130 (0.336)	0.186 (0.389)	-0.155	1,834,399	-0.107	-0.137	-0.170	-0.198	-0.214	-0.133
Change school	0.148 (0.355)	0.148 (0.355)	0.001	1,834,399	-0.001	-0.003	-0.014	-0.007	-0.011	0.035
Graduation score	4.612 (2.246)	4.300 (1.984)	0.147	279,880	0.147

Notes : The unit of observation is a student-year for the schooling years 2015/16 and 2016/17. Sample restricted to students in primary schools in municipalities with 2004 poverty rates in the range [20%, 40%]. Standard deviations are in parenthesis.

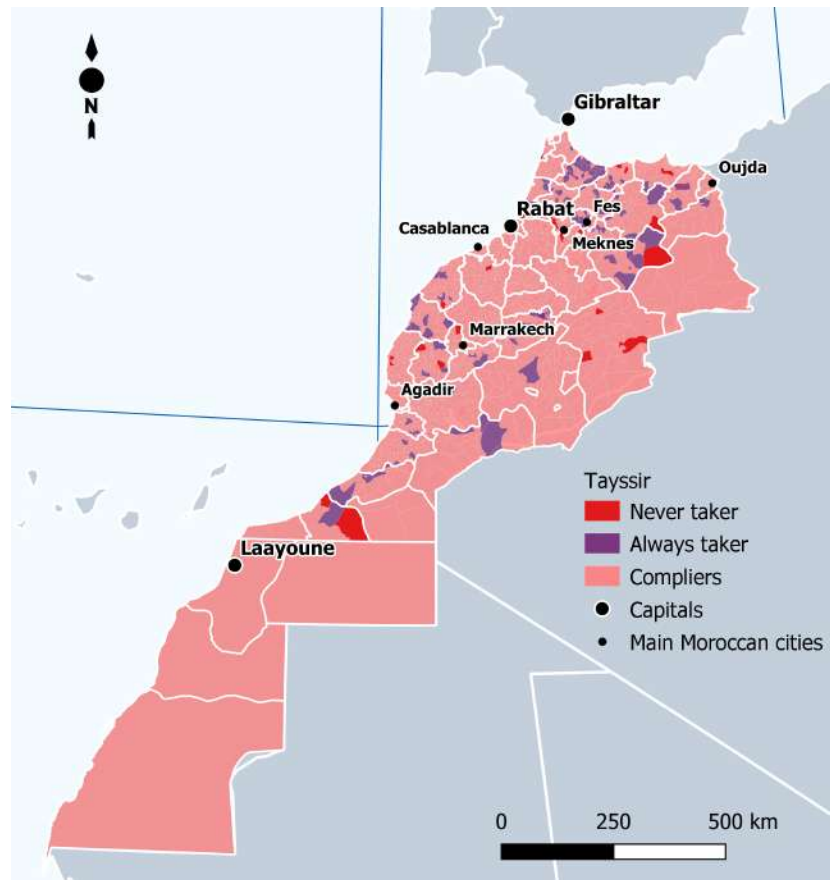
Source : Authors' calculation using data from MASSAR.

TABLE C3 – Pre-intervention balance

	(1) Nighttime light	(2) Population density	(3) Share of croplands	(4) Distance to road	(5) Travel time to city
LATE	-0.157 (0.124)	-0.050 (0.088)	-0.209 (0.161)	-0.129 (0.173)	-0.174 (0.170)
Sample mean	-0.000	0.000	0.000	-0.000	0.000
N	670	670	670	670	670

Notes : The table reports the results of local linear regressions using a bandwidth of 10 percentage points on each side of the cut-off. Nighttime lights, population density and the share of croplands are from 2005. Distance to road is from the 1980s to 2010 (no confirmed date). Travel time to city is from 2000. See [Goodman et al. \(2019\)](#) for more details. Observations are weighted using a triangular kernel function. Robust standard errors in parenthesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

FIGURE C3 – Mapping imperfect compliance



Notes : Authors' elaboration using data from MASSAR. This map represents the municipalities' compliance to the *Tayssir*'s targeting rule. Source : Authors' elaboration

TABLE C4 – Robustness checks : Effect of *Tayssir* on dropout

	Dep Var : Drop-out					
	(1) Baseline results	(2) Uniform kernel	(3) Covariates	(4) Quadratic	(5) BW= 7.5	(6) BW= 5
Panel A. All kids						
LATE	-0.013*** (0.004)	-0.011*** (0.003)	-0.015*** (0.004)	-0.022*** (0.007)	-0.017*** (0.005)	-0.024*** (0.006)
Mean	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032
N	1,834,399	1,834,399	1,834,399	1,834,399	1,248,413	779,486
Panel B. Boys						
LATE	-0.010*** (0.004)	-0.008** (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.018*** (0.007)	-0.012** (0.005)	-0.022*** (0.006)
Mean	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028
N	966,709	966,709	966,709	966,709	657,291	410,925
Panel C. Girls						
LATE	-0.018*** (0.004)	-0.014*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.027*** (0.007)	-0.022*** (0.005)	-0.025*** (0.007)
Mean	0.036	0.036	0.036	0.036	0.036	0.037
N	867,690	867,690	867,690	867,690	591,122	368,561

Notes : This table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). The dependent variable is a dummy equals one if a student dropout from school. Column 1 reports the results from Table 3.2, column 7. Column 2 : observations are weighted using a uniform function. Column 3 includes the following covariates : nighttime lights, population density, the share of croplands, distance to road, and travel to city (see notes to Table C3 for more details on the definition of these variables). Column 4 reports the results using a quadratic polynomial approximation run separately on each side of the cut-off. Column 5 : the bandwidth is narrowed to 7.5 p.p. on either side of the cut-off. Column 6 : the bandwidth is narrowed to 5 p.p. on either side of the cut-off. See notes to Table 3.2 for more details. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR and *Haut-Commissariat au Plan*.

TABLE C5 – Robustness checks : Effect of *Tayssir* on test scores

	Dep Var : Standardized graduation score					
	(1) Baseline results	(2) Uniform kernel	(3) Covariates	(4) Quadratic	(5) BW= 7.5	(6) BW= 5
Panel A. No correction						
LATE	-0.163** (0.078)	-0.148** (0.072)	-0.151** (0.072)	-0.156 (0.119)	-0.166* (0.094)	-0.171 (0.109)
Mean	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.003	-0.017
N	279,880	279,880	279,880	279,880	191,230	119,626
Panel B. Lower bound						
LATE	-0.141** (0.064)	-0.127** (0.059)	-0.139** (0.061)	-0.138 (0.099)	-0.146* (0.078)	-0.148 (0.091)
Mean	0.016	0.016	0.016	0.016	0.014	0.002
N	335,419	335,419	335,419	335,419	229,515	143,471
Panel C. Higher bound						
LATE	-0.025 (0.073)	-0.015 (0.066)	0.006 (0.071)	0.019 (0.110)	-0.016 (0.087)	0.013 (0.099)
Mean	-0.353	-0.353	-0.353	-0.353	-0.358	-0.368
N	335,419	335,419	335,419	335,419	229,515	143,471

Notes : This table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). The dependent variable is the standardized graduation score obtained at the end of grade 6. Column 1 reports the results from Table 3.4, column 1. See notes to Table 3.2 for more details. Panel A : results with no correction for differential dropout rates. Panel B : results imputing the score of 0 to dropouts. Panel C : results imputing the median score to dropouts. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR and *Haut-Commissariat au Plan*.

TABLE C6 – Robustness checks : Effect of *Tayssir* on class size, grade repetition, and school change

	(1) Baseline results	(2) Uniform kernel	(3) Covariates	(4) Quadratic	(5) BW= 7.5	(6) BW= 5
Panel A. Effects on class size						
LATE	3.599*** (0.887)	4.546*** (0.793)	7.843*** (0.832)	6.100*** (1.239)	4.519*** (1.040)	5.207*** (1.082)
Mean	30.682	30.682	30.682	30.682	30.685	30.033
N	307,908	307,908	307,908	307,908	211,117	132,588
Panel B. Effects on grade repetition						
LATE	0.001 (0.006)	-0.005 (0.005)	0.002 (0.006)	0.000 (0.010)	0.003 (0.007)	0.000 (0.009)
Mean	0.159	0.159	0.159	0.159	0.162	0.163
N	1,834,399	1,834,399	1,834,399	1,834,399	1,248,413	779,486
Panel C. Effects on school changes						
LATE	0.002 (0.006)	0.001 (0.005)	0.005 (0.006)	0.002 (0.009)	0.005 (0.007)	-0.007 (0.008)
Mean	0.148	0.148	0.148	0.148	0.148	0.148
N	1,834,399	1,834,399	1,834,399	1,834,399	1,248,413	779,486

Notes : This table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). Each row in this table represents a separate outcome variable. Class size corresponds the average number of students by class in grade 6. Grade repetition (resp. school change) is a dummy variable coded one if a student repeats a grade (resp. moved to a different school). Column 1 reports the results from Table 3.5. See notes to Table 3.2 for more details. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR and Haut-Commissariat au Plan.

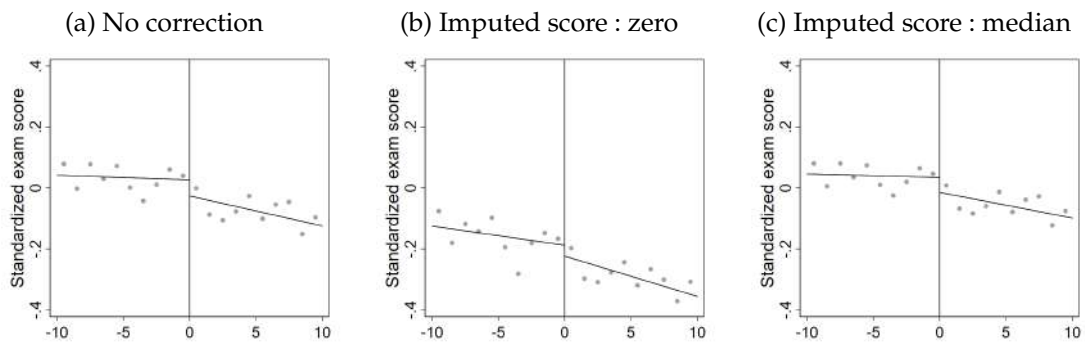
TABLE C7 – Robustness checks : Effect of *Tayssir* on educational attainment

	(1) Baseline results	(2) Uniform kernel	(3) Covariates	(4) Quadratic	(5) BW= 7.5	(6) BW= 5
Panel A. Effects on graduation from primary school						
LATE	0.020 (0.026)	0.026 (0.021)	0.011 (0.025)	0.030 (0.040)	0.032 (0.032)	0.023 (0.036)
Mean	0.638	0.638	0.638	0.638	0.633	0.633
N	334,299	334,299	334,299	334,299	228,987	143,212
Panel B. Effects on enrollment in secondary school						
LATE	0.045** (0.021)	0.039** (0.019)	0.043** (0.020)	0.069** (0.030)	0.059** (0.024)	0.067** (0.026)
Mean	0.638	0.638	0.638	0.638	0.633	0.634
N	334,299	334,299	334,299	334,299	228,987	143,212

Notes : This table reports local average treatment effects of *Tayssir* cash transfers (Eq. 3.1 in the text). Sample restricted to grade 6 students. Each row in this table represents a separate outcome variable. Graduation from primary school : dummy variable coded one if a student in grade 6 graduates from primary school. Enrollment in secondary school : dummy variable coded one if a student in grade 6 is enrolled in secondary school the following year. Both outcomes are corrected for selection into dropouts. Column 1 reports the results from Table 3.6, column 2 and 4, Panel A. See notes to Table 3.2 for more details. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from *MASSAR* and *Haut-Commissariat au Plan*.

FIGURE C4 – Reduced form effect on graduation scores



Notes : Figures show a linear prediction plot of the standardized graduation scores on municipality poverty rate, run separately on each side of the normalized eligibility cut-off. Figure A : no correction for differential dropout rates. Figure B : the score of zero is imputed to dropouts. Figure C : the median score is imputed to dropouts. See notes to Figure 3.4 for more details.

Source : Authors' calculation using poverty rate from Morocco's *Haut-Commissariat au Plan* and exam score from *MASSAR*.

TABLE C8 – Descriptive statistics : selective dropout by gender

	All grades				Std. diff. by grade					
	(1) Drop-out = 1	(2) Drop-out = 0	(3) Std. diff	(4) Observations	(5) Grade 1	(6) Grade 2	(7) Grade 3	(8) Grade 4	(9) Grade 5	(10) Grade 6
Panel A. Boys										
Age	11.999 (3.171)	8.716 (3.126)	1.043	974,823	0.302	0.664	0.628	1.236	0.961	0.881
GPA ($t-1$)	4.960 (1.940)	5.688 (1.188)	-0.453	943,269	-0.143	-0.158	-0.223	-0.399	-0.809	-0.661
GPA ($t-2$)	4.336 (1.509)	5.584 (1.180)	-0.921	818,729	-0.777	-0.519	-0.747	-0.843	-0.997	-1.015
Repeat grade ($t-1$)	0.573 (0.495)	0.167 (0.373)	0.926	966,281	0.274	0.422	0.778	0.904	1.034	1.118
Repeat grade ($t-2$)	0.335 (0.472)	0.148 (0.355)	0.448	812,875	0.405	0.136	0.484	0.506	0.506	0.537
Change school ($t-1$)	0.027 (0.161)	0.031 (0.173)	-0.025	966,104	0.067	0.084	0.007	-0.023	-0.023	-0.093
Change school ($t-2$)	0.035 (0.183)	0.030 (0.171)	0.026	812,707	0.057	0.156	0.068	0.024	0.019	-0.049
Panel B. Girls										
Age	11.684 (2.724)	8.480 (2.895)	1.140	874,729	0.287	0.666	1.046	1.332	0.825	0.523
GPA ($t-1$)	5.343 (2.215)	6.001 (1.203)	-0.369	839,992	-0.111	-0.122	-0.070	-0.365	-0.678	-0.573
GPA ($t-2$)	4.697 (1.571)	5.895 (1.174)	-0.864	728,596	-0.824	-0.529	-0.615	-0.871	-0.867	-0.997
Repeat grade ($t-1$)	0.519 (0.500)	0.112 (0.316)	0.973	867,559	0.327	0.491	0.728	0.960	0.916	1.204
Repeat grade ($t-2$)	0.220 (0.414)	0.103 (0.303)	0.323	723,571	0.455	0.181	0.439	0.470	0.413	0.408
Change school ($t-1$)	0.026 (0.159)	0.029 (0.169)	-0.021	867,442	0.069	0.092	0.024	-0.055	0.055	-0.104
Change school ($t-2$)	0.027 (0.163)	0.028 (0.166)	-0.007	723,458	0.075	0.059	0.059	0.009	0.001	-0.089

Notes : The unit of observation is a student-year for the schooling years 2015/16 and 2016/17. Sample restricted to students in primary schools in municipalities with 2004 poverty rates in the range [20%, 40%]. Standard deviations are in parenthesis.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR.

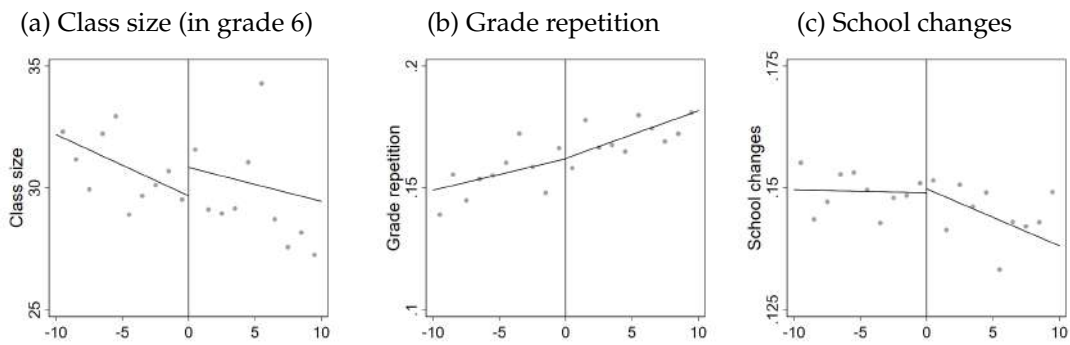
TABLE C9 – Class size and test scores

		Dep. Var. : graduation test score				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
diff. drop-out :	No correction	Correction				
imputed score :		0	p10	p25	p50	
Panel A. All children						
LATE	-0.048*	-0.012	-0.022	-0.035	-0.045*	
	(0.027)	(0.022)	(0.022)	(0.023)	(0.025)	
Mean	-0.000	-0.353	-0.235	-0.097	0.016	
Observations	279,880	335,419	335,419	335,419	335,419	
Panel B. Boys						
LATE	-0.052**	-0.029	-0.037*	-0.043**	-0.049**	
	(0.024)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.022)	
Mean	-0.069	-0.368	-0.247	-0.155	-0.062	
Observations	151,024	176,734	176,734	176,734	176,734	
Panel C. Girls						
LATE	-0.038	0.016	0.003	-0.019	-0.034	
	(0.036)	(0.027)	(0.026)	(0.028)	(0.030)	
Mean	0.080	-0.335	-0.223	-0.032	0.102	
Observations	128,856	158,685	158,685	158,685	158,685	

Notes : This table reports fuzzy regression discontinuity estimates instrumenting class size by the eligibility cutoff. The dependent variable is the standardized graduation score obtained at the end of grade 6. Columns 1 to 5 report estimates from various specifications of the effect of the variation in class size induced by the program on test scores. Column 1 : results with no correction for selective dropout rates. Columns 2 to 5 : results imputing scores corresponding to different degrees of selection into dropout (column 2 : upper bound of the true effect ; column 5 : lower bound of the true effect). Sample restricted to grade 6 students. See notes to Table 3.2 for more details. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source : Authors' calculation using data from MASSAR and Haut-Commissariat au Plan.

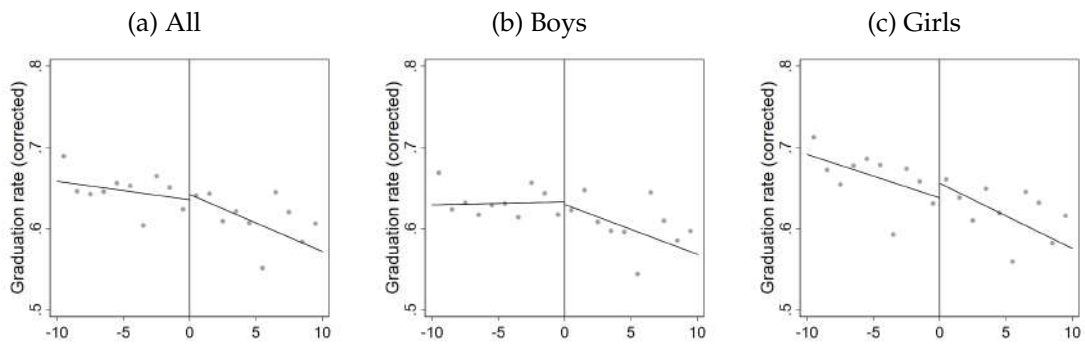
FIGURE C5 – Reduced form effect on class size, grade repetition, and school change



Notes : Figures show a linear prediction plot of the average class size on municipality poverty rate, run separately on each side of the normalized eligibility cut-off. See notes to Figure 3.4 for more details.

Source : Authors' calculation using poverty rate from Morocco's *Haut-Commissariat au Plan* and exam score from *MASSAR*.

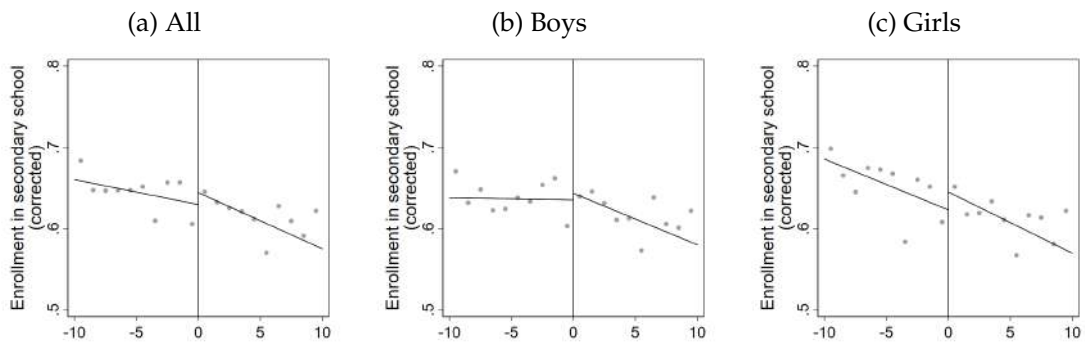
FIGURE C6 – Reduced form effect on graduation from primary school



Notes : Figures show a linear prediction plot of the graduation rate on municipality poverty rate, run separately on each side of the normalized eligibility cut-off. The graduation rate is defined as a dummy variable coded one if a student in grade 6 graduates from primary school. Selection into dropouts is corrected by imputing a value of zero to dropouts. See notes to Figure 3.4 for more details.

Source : Authors' calculation using poverty rate from Morocco's *Haut-Commissariat au Plan* and exam score from *MASSAR*.

FIGURE C7 – Reduced form effect on enrollment in secondary school



Notes : Figures show a linear prediction plot of access to secondary school on municipality poverty rate, run separately on each side of the normalized eligibility cut-off. Access to secondary school is a dummy variable coded one if a student in grade 6 is enrolled in secondary school the following year. Selection into dropouts is corrected by imputing a value of zero to dropouts. See notes to Figure 3.4 for more details.

Source : Authors' calculation using poverty rate from Morocco's *Haut-Commissariat au Plan* and exam score from *MASSAR*.

Bibliographie

- Attanasio, O., Cattan, S., Fitzsimons, E., Meghir, C., and Rubio-Codina, M. (2020). Estimating the production function for human capital : Results from a randomized controlled trial in Colombia. American Economic Review, 110(1) :48–85.
- Black, S. E., Gronqvist, E., and Ockert, B. (2018). Born to lead? The effect of birth order on noncognitive abilities. Review of Economics and Statistics, 100(2) :274–286.
- Boccio, C. M. and Beaver, K. M. (2019). Further examining the potential association between birth order and personality : Null results from a national sample of American siblings. Personality and Individual Differences, 139(April 2018) :125–131.
- Botzet, L. J., Rohrer, J. M., and Arslan, R. C. (2020). Analysing Effects of Birth Order on Intelligence, Educational Attainment, Big Five, and Risk Aversion in an Indonesian Sample. European Journal of Personality, May.
- Cox, D. and Fafchamps, M. (2007). Extended family and kinship networks : economic insights and evolutionary directions. Handbook of development economics, 4 :3711–3784.
- Cunha, F., Heckman, J. J., and Schennach, S. M. (2010). Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. Econometrica, 78(3) :883–931.
- Damian, R. I. and Roberts, B. W. (2015). The associations of birth order with personality and intelligence in a representative sample of U.S. high school students. Journal of Research in Personality, 58 :96–105.
- De Haan, M., Plug, E., and Rosero, J. (2014). Birth order and human capital development : Evidence from Ecuador. Journal of Human Resources, 49(2) :359–392.
- Eirnaes, M. and Pörtner, C. C. (2004). Birth order and the intrahousehold allocation of time and education. Review of Economics and Statistics, 86(4) :1008–1019.

- Emerson, P. M. and Souza, A. P. (2008). Birth Order, Child Labor, and School Attendance in Brazil. World Development, 36(9) :1647–1664.
- Ezzrari, A. and Souidi, K. (2006). Mesure de la pauvreté approche per capita versus approche équivalent-adulte. Les Cahiers du Plan, 7 :26–40.
- Goodman, S., BenYishay, A., Lv, Z., and Runfola, D. (2019). Geoquery : Integrating HPC systems and public web-based geospatial data tools. Computers & geosciences, 122 :103–112.
- John, O. P., Srivastava, S., et al. (1999). The big five trait taxonomy : History, measurement, and theoretical perspectives. Handbook of personality : Theory and research, 2(1999) :102–138.
- Laajaj, R. and Macours, K. (2017). Measuring skills in developing countries. Technical Report Policy Research Working Paper No. 8000, World Bank, Washington, DC.
- Laajaj, R., Macours, K., Hernandez, D. A. P., Arias, O., Gosling, S. D., Potter, J., Rubio-Codina, M., and Vakis, R. (2019). Challenges to capture the Big five personality traits in non-WEIRD populations. Science advances, 5(7).
- Lafortune, J. and Lee, S. (2014). All for one? Family size and children’s educational distribution under credit constraints. American Economic Review, 104(5) :365–369.
- Lehmann, J. Y. K., Nuevo-Chiquero, A., and Vidal-Fernandez, M. (2018). The early origins of birth order differences in children’s outcomes and parental behavior. Journal of Human Resources, 53(1) :123–156.
- Markus, G. B. and Zajonc, R. (1977). Family Configuration and Intellectual Development : A Simulation. Behavioral Science, 22(1) :137–142.
- Monfardini, C. and See, S. G. (2016). Birth order and child cognitive outcomes : an exploration of the parental time mechanism. Education Economics, 24(5) :481–495.
- Rohrer, J. M., Egloff, B., and Schmukle, S. C. (2015). Examining the effects of birth order on personality. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 112(46) :14224–14229.

Sulloway, F. J. (1996). Born to rebel : Birth order, family dynamics, and creative lives. Pantheon Books.

Tenikue, M. and Verheyden, B. (2010). Birth order and schooling : Theory and evidence from twelve Sub-Saharan countries. Journal of African Economies, 19(4) :459–495.

Zajonc, R. B. (1976). Family configuration and intelligence. Science, 192(4236) :227–236.

