



**Étude de l'effet d'un choc d'offre d'accès au crédit sur les décisions d'investissement
des parents envers leurs enfants : Cas du Mexique**

**Par
Lamiaa Chamoumi**

Sciences de la gestion
(Économie appliquée)

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences en gestion
(M. Sc.)*

Lamiaa Chamoumi
HEC Montréal
Jean-François Gauthier

Août 2025
Lamiaa Chamoumi, 2025

I Résumé

Cette étude tente d'isoler l'effet qu'a l'assouplissement des contraintes budgétaires, illustré par une amélioration de l'accès au crédit des ménages, sur les investissements parentaux envers leurs enfants. Le Mexique, en raison des disparités économiques importantes entre les ménages et de la limite d'accès à certains services essentiels en santé et en éducation, présente un contexte intéressant pour effectuer ce type d'étude. À l'aide de l'enquête longitudinale nationale mexicaine MXFLS et en mobilisant des données autour de l'ouverture des succursales *Banco Azteca* comme choc exogène sur l'accès au crédit, différentes analyses ont été effectuées pour tenter d'évaluer l'effet sur plusieurs variables d'investissement parental.

Les résultats des méthodes économétriques montrent qu'aucun effet direct robuste du revenu ou des dotations relatives des enfants au sein de leur fratrie n'explique systématiquement les investissements parentaux, bien que certaines relations ponctuelles de faible ampleur soient observées. L'assouplissement de contraintes budgétaires ne présente pas d'impact significatif majeur sur les investissements parentaux étudiés. Les analyses de robustesse par sous-groupes de revenu et de dotations parentales confirment l'absence d'effets hétérogènes marqués, tout en révélant des ajustements spécifiques chez les ménages plus aisés ou mieux dotés, notamment dans les investissements scolaires et de santé. Ces constats soulignent la complexité des arbitrages intrafamiliaux, qui ne suivent ni une logique mécanique de compensation ni une logique de renforcement purement financière, et invitent à concevoir des politiques publiques combinant soutien économique, accompagnement parental et accès à l'information, pour mieux réduire les inégalités éducatives.

Mots clés : Accès au crédit, Capacités cognitives et physiques, Contraintes budgétaires, Investissements parentaux.

Méthodes de recherche : Économétrie, Analyse de données d'enquête longitudinales, Modèles de régression à effets fixes, Modèles de régression en double différence.

II Abstract

This study attempts to isolate the effect that the relaxation of budgetary constraints, illustrated by an improvement in household access to credit, has on parental investments in their children. Mexico, due to the significant disparities between households and limited access to certain essential health and education services, presents an interesting context for conducting this type of study. Using the Mexican National Longitudinal Survey MXFLS and mobilizing data around the opening of *Banco Azteca* branches as an exogenous shock on credit access, different analyses have been carried out to try to evaluate the effect on multiple variables of parental investments.

The results of econometric methods show that no robust direct effect of income or relative endowments of children within their siblings systematically explains parental investments, although some occasional small-scale relationships are observed. The relaxation of budgetary constraints does not have a significant major impact on the parental investments studied. The analyses of robustness by income subgroups and parental endowments confirm the absence of marked heterogeneous effects, while revealing specific adjustments in wealthier or better-endowed households, notably in school and health investments. These findings highlight the complexity of intra-family arbitrations, which follow neither a mechanical logic of compensation nor a purely financial reinforcement logic, and invite to design public policies combining economic support, parental support and access to information, to better reduce educational inequalities.

Keywords: Credit Access, Endowments, Budget Constraints, Parental Investments.

Research Methods: Econometrics, Analysis of longitudinal survey data, Fixed-effect regression models, Double difference regression models.

III Table des matières

Table des matières

<i>I</i>	<i>Résumé</i>	<i>i</i>
<i>II</i>	<i>Abstract</i>	<i>ii</i>
<i>III</i>	<i>Table des matières</i>	<i>iii</i>
<i>V</i>	<i>Liste des Tableaux</i>	<i>v</i>
<i>VI</i>	<i>Liste des Figures</i>	<i>vi</i>
<i>VII</i>	<i>Liste des abréviations</i>	<i>vii</i>
<i>VIII</i>	<i>Remerciements</i>	<i>viii</i>
<i>1</i>	<i>Introduction</i>	<i>1</i>
<i>2</i>	<i>Revue de littérature</i>	<i>5</i>
2.1	Effet différentiel des dotations initiales sur les investissements parentaux.....	6
2.2	Stratégies de redistribution intrafamiliale et contraintes budgétaires	8
2.3	Influence des contextes socioéconomiques.....	10
2.4	Choc d'offre d'accès au crédit	11
2.5	Effet de l'accès au crédit : Cas de <i>Banco Azteca</i>	12
2.6	Résumé.....	14
<i>3</i>	<i>Contexte</i>	<i>16</i>
3.1	<i>Grupo Elektra</i> et ouverture des succursales <i>Banco Azteca</i>	16
3.2	Effet de l'assouplissement de contraintes budgétaires sur les investissements	18
<i>4</i>	<i>Données</i>	<i>19</i>
4.1	Mexican Family Life Survey (MXFLS)	19
4.2	Statistiques descriptives principales	21
4.3	Préparation de l'analyse en double différence	25
<i>5</i>	<i>Méthodologie</i>	<i>29</i>
5.1	Régressions linéaires	29
5.1.1	Modèle 1 : Lien entre revenu et dotations sur les investissements parentaux	29
5.2	Double différence	32
5.2.1	Modèle 2 : Double différence (DID)	32
5.2.2	Modèle 3 : Double différence avec interaction entre traitement et dotations	33
5.2.3	Validité et limites du modèle DID	34
<i>6</i>	<i>Résultats et discussions</i>	<i>38</i>

6.1	Lien entre revenu et dotations sur les investissements parentaux.....	38
6.2	Lien entre assouplissement de la contrainte budgétaire et investissements parentaux	40
6.3	Robustesse des résultats de l'analyse en double différence.....	45
7	<i>Conclusion</i>	51
A	<i>Bibliographie</i>	55
B	<i>Annexe</i>	60

V Liste des Tableaux

Tableau 1: Résumé des statistiques descriptives principales	23
Tableau 2 : Résumé des statistiques descriptives des variables dépendantes Avant traitement	27
Tableau 3: Résumé des statistiques descriptives des variables dépendantes Après traitement	28
Tableau 4: Résultats des régressions du modèle linéaire simple avec variables de contrôle et effets fixes	40
Tableau 5: Résultats des régressions du modèle en double différence avec variables de contrôle et effets fixes	42
Tableau 6: Résultats des régressions du modèle en double différence avec ajout de contrôles et d'effets fixes et interaction avec la variable des dotations relatives	44

VI Liste des Figures

Figure 1: Carte des municipalités avec des branches Banco Azteca	13
Figure 2 : Présence des points de contact Grupo Elektra en Amérique	16

VII Liste des abréviations

- ATE: Effet de traitement moyen, de l'anglais *Average Treatment Effect*
- CBNV : Commission nationale des banques et des valeurs mobilières, de l'espagnol *Comisión Nacional Bancaria y de Valores*
- DDD: Triple différence, de l'anglais *Difference-in-Differences-in-Differences*
- DID: Double difference, de l'anglais *Difference-in-Differences*
- ENE : Enquête national sur l'emploi, de l'espagnol *Encuesta Nacional de Empleo*
- MXFLS: Enquête longitudinale nationale sur la vie familiale au Mexique, de l'anglais *Mexican Family Life Survey*

VIII Remerciements

Bien qu'ayant investie de nombreuses heures de travail dans la réalisation de ce mémoire, je ne peux m'en attribuer tout le mérite. Je tiens à poser mes plus sincères remerciements envers tous ceux et celles qui m'ont soutenue et encouragée au cours de ce processus.

Je remercie l'ensemble des professeurs du département d'économie appliquée de HEC Montréal. Leur expertise m'a permis de me développer en tant que jeune professionnelle et la complémentarité de leur savoir m'a permis d'aller répondre à chaque questionnement que j'avais.

Je tiens également à remercier M. Jean-François Gauthier, professeur adjoint au département d'économie appliquée à HEC Montréal, pour la supervision de mon mémoire. Ses conseils, sa disponibilité et son encadrement accueillant ont permis à ce projet de se construire dans un environnement des plus agréable. Je remercie également M. Pierre-Carl Michaud, professeur titulaire du département d'économie appliquée à HEC Montréal et titulaire de la Chaire de recherche Jacques-Parizeau en politiques économiques, de m'avoir offert la chance de développer mes compétences analytiques en tant que stagiaire pour la Chaire de recherche. Cette première expérience professionnelle en recherche m'a permis de beaucoup m'outiller en vue de la rédaction de ce mémoire.

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude à ma famille, dont le soutien indéfectible, l'amour constant et les encouragements ont été essentiels tout au long de la rédaction de ce mémoire. Merci d'avoir toujours cru en moi, même dans les moments de doute, et d'avoir su m'offrir un espace de sérénité et de motivation.

Finalement, un remerciement particulier à mon compagnon. Merci pour ta patience, ta compréhension et ta présence rassurante à chaque étape de ce parcours. Ton écoute et tes encouragements ont contribué à garder le cap jusqu'au bout.

1 Introduction

Les choix d'investissements parentaux envers le développement des enfants constituent un sujet central dans les sciences économiques et sociales, car ils influencent directement la mobilité intergénérationnelle et les inégalités au sein d'une société. Une question cruciale, mais encore insuffisamment explorée, concerne la manière dont les revenus affectent ces décisions d'investissement, plus spécifiquement en fonction des dotations initiales des enfants. Ces dotations initiales, souvent définies comme des capacités physiques et cognitives présentes dès la naissance ou développées très tôt dans l'enfance, influencent non seulement le potentiel de l'enfant à long terme, mais également la perception que les parents ont du retour sur leurs investissements (Cunha & Heckman, 2007; Adhvaryu & Nyshadham, 2014).

La littérature existante révèle deux principaux comportements parentaux face aux disparités de dotations entre enfants : la compensation et le renforcement (Adhvaryu et Nyshadham, 2014; Aizer et Cunha, 2012; Borga et Pidkuyko, 2018; Datar et al, 2010). Dans les pays développés, une tendance compensatoire est fréquemment observée : les parents investissent davantage dans l'enfant aux dotations les plus faibles, dans l'optique de réduire les écarts entre les enfants et de favoriser une certaine égalité des chances. On parle ici d'investissement en éducation, comme la fréquentation d'une école privée plutôt que publique ou encore une augmentation des dépenses scolaires liées aux achats scolaires, d'investissement en santé, tel l'investissement en vaccination ou en visites médicales, ou encore des investissements dans les activités de loisir des enfants. Cette approche est souvent justifiée par différentes hypothèses, soit un accès plus large aux ressources, une meilleure sécurité économique ou encore des normes culturelles valorisant l'équité intrafamiliale (Becker et Tomes, 1976; Hao et Yeung, 2016). En revanche, dans les pays en développement, les parents tendent plutôt à renforcer, et donc à investir davantage dans les enfants disposant des meilleures dotations initiales (Adhvaryu et Nyshadham, 2014; Aizer et Cunha, 2012). Parmi les raisons potentielles qui expliquent cette stratégie, on retrouve la présence de contraintes budgétaires plus importantes, l'absence de politiques

sociales robustes et une croyance selon laquelle les investissements dans les enfants les plus prometteurs généreront des rendements plus élevés, à la fois pour l'enfant et pour le ménage dans son ensemble (Datar et al., 2010; Borga et Pidkuyko, 2018).

Le Mexique constitue un terrain d'étude particulièrement pertinent pour explorer cette problématique, puisque le pays présente des disparités économiques importantes entre les ménages, ainsi que des inégalités marquées dans l'accès à des services essentiels comme l'éducation et la santé (Creighton et al., 2010). Également, les pressions économiques exercées sur les ménages à faible revenu au Mexique renforcent les arbitrages que doivent réaliser les parents entre leurs enfants (Velasquez, 2014). Ce mémoire vise donc à répondre à la question suivante : Comment l'assouplissement des contraintes budgétaires, par l'effet de l'amélioration de l'accès au crédit, influence-t-il les décisions d'investissement des parents envers leurs enfants selon les différences de dotations initiales des enfants?

La contribution de ce mémoire se situe à plusieurs niveaux. Premièrement, il enrichit la littérature en examinant de manière explicite comment l'accès au crédit interagit avec l'hétérogénéité des dotations intrafamiliales, permettant ainsi d'éclairer si les comportements de compensation ou de renforcement sont davantage dictés par les préférences parentales ou par les contraintes financières. Deuxièmement, l'étude mobilise l'Enquête longitudinale sur la vie familiale (MXFLS), une base de données riche et représentative au niveau national, qui suit les ménages depuis 2002 et permet de mesurer de façon dynamique l'évolution des comportements parentaux. Appariée aux informations géographiques sur l'expansion des succursales de *Banco Azteca*, cette combinaison de données offre une opportunité unique pour explorer les arbitrages intrafamiliaux en contexte de relâchement des contraintes budgétaires. Troisièmement, l'analyse exploite un choc d'offre exogène d'accès au crédit lié à l'implantation rapide et massive de *Banco Azteca*, ce qui limite les problèmes d'endogénéité qui affectent souvent les études sur le crédit et les décisions familiales. Enfin, la portée des résultats s'étend au-delà du cas mexicain : comprendre si l'accès élargi au crédit accentue ou réduit les inégalités intrafamiliales offre des enseignements utiles pour la conception de politiques publiques dans d'autres pays en développement confrontés à des contraintes similaires.

Comprendre ces dynamiques est crucial pour deux raisons principales. D'une part, les décisions parentales influencent directement l'évolution des inégalités intergénérationnelles (Aizer et Cunha, 2012). Un comportement de renforcement pourrait accentuer les écarts au sein des ménages et, par extension, contribuer à perpétuer les inégalités à l'échelle de la société. D'autre part, analyser les décisions des parents permet d'éclairer l'efficacité des politiques publiques visant à réduire ces inégalités. Si, par exemple, les programmes sociaux n'incitent pas les ménages à adopter des comportements de compensation, leurs effets sur la mobilité sociale pourraient être limités. Comprendre si les comportements parentaux sont dictés par des préférences en matière de capital humain ou plutôt par des limitations financières est essentiel pour pouvoir mettre en place des politiques publiques efficaces.

L'ouverture des succursales de *Banco Azteca*, soit des institutions financières introduites massivement au Mexique en 2002 pour offrir des services bancaires accessibles aux ménages à faible revenu, a constitué un choc exogène d'accès au crédit, en ciblant des populations traditionnellement exclues du système bancaire. Dans ce mémoire, cette expansion est utilisée comme traitement pour évaluer l'effet d'un accès élargi au crédit sur les investissements parentaux envers leurs enfants. En exploitant la variation géographique et temporelle de l'implantation des succursales des banques, l'analyse examine si ce relâchement des contraintes budgétaires modifie la manière dont les parents allouent leurs ressources entre leurs enfants selon leurs dotations initiales, en particulier dans les ménages à revenu plus faible. Divers outils économétriques, tels des régressions linéaires et des modèles en double différence, ont été utilisés pour analyser des données recueillies au sein de l'enquête longitudinale nationale sur la vie familiale au Mexique (MXFLS), appariées aux localisations des succursales de *Banco Azteca*. Cette base de données, représentative au niveau national, suit les individus et les ménages mexicains sur plusieurs vagues depuis 2002. Elle a été conçue pour analyser de manière dynamique les conditions de vie, le bien-être et les trajectoires socio-économiques des ménages dans un cadre longitudinal, permettant donc de capturer l'évolution des comportements, des ressources et des résultats individuels dans le temps. Ces caractéristiques font de la MXFLS une base particulièrement

appropriée pour explorer l'allocation différentielle des ressources parentales selon leur accès au crédit.

Les résultats de l'étude suggèrent que, pris isolément, ni le revenu ni les dotations initiales relatives des enfants ne produisent d'effet direct significatif sur la plupart des investissements parentaux, à l'exception de relations ponctuelles de faible ampleur. L'ouverture des succursales de *Banco Azteca* ne présente aucun effet significatif sur les différents investissements parentaux étudiés, même après prise en compte de l'hétérogénéité des dotations relatives intrafamiliales, mais certaines dynamiques apparaissent dans les analyses par sous-groupes. Chez les ménages à revenu faible ou à dotations parentales faibles, un effet positif est observé pour la participation aux activités de loisirs, tandis que chez les ménages plus aisés ou mieux dotés, on note des ajustements dans les dépenses scolaires et parfois dans la santé préventive, traduisant parfois des comportements de compensation, d'autres fois des comportements de renforcement. Dans l'ensemble, ces résultats soulignent que l'accès élargi au crédit ne modifie pas fondamentalement les choix d'investissement parental, mais que ses effets peuvent varier de manière subtile selon les contraintes économiques et les ressources cognitives des familles. Il est également important de noter que les investissements envers les enfants pourraient être limités dans le cas où l'accès au crédit permet aux ménages de faire d'autres types d'investissement en premier lieu, sans avoir accès à assez de ressources pour également investir dans les enfants spécifiquement à travers nos variables d'investissement parental observées.

Le Chapitre 2 qui suit sera dédié à la revue de littérature. Le Chapitre 3 portera quant à lui sur le contexte de l'étude. Le Chapitre 4 décrira les données utilisées dans le cadre de ce mémoire et portera sur l'analyse descriptive de ces dernières. Le Chapitre 5 décrira la méthodologie employée pour l'analyse des données. Dans le Chapitre 6, les analyses seront présentées et discutées. Finalement, un dernier chapitre se concentrera sur la conclusion de l'étude et des avenues de recherches futures.

2 Revue de littérature

Une vaste revue de littérature en économie du développement et en économie de la santé s'est penchée sur la manière dont les revenus des ménages et les dotations influencent les décisions d'investissement parental envers les enfants. Les dotations désignent les caractéristiques économiques, sociales ou biologiques qu'un individu possède au départ de sa vie ou au début d'un processus donné, sans les avoir acquises par des choix ou efforts personnels (Cunha et al., 2007). Ces dotations incluent typiquement des éléments comme les compétences cognitives ou non cognitives héritées, le capital génétique ou encore la santé à la naissance. Elles façonnent le potentiel futur de l'enfant et peuvent interagir avec les ressources économiques disponibles pour déterminer les choix parentaux. Comprendre comment les ménages allouent leurs ressources selon leur niveau de revenu et les caractéristiques initiales de leurs enfants permet d'éclairer les dynamiques de reproduction des inégalités. La théorie économique propose des mécanismes contrastés : les parents disposant de ressources limitées pourraient concentrer leurs investissements sur les enfants perçus comme les plus prometteurs afin de maximiser les rendements (Becker et Tomes, 1976), tandis que d'autres, plus soucieux d'équité, pourraient chercher à compenser les désavantages initiaux (Behrman, 1988). Le revenu des ménages joue alors un rôle crucial dans ces arbitrages : il peut soit accentuer les écarts d'investissement entre enfants selon leurs dotations, soit offrir une marge de manœuvre pour des stratégies plus égalitaires.

Cette revue de littérature explore les mécanismes à travers lesquels le revenu des ménages module les décisions d'investissement parental. Elle s'attarde à la manière dont les ressources économiques influencent les arbitrages que les parents effectuent entre leurs enfants, notamment en matière d'éducation et de santé. Quatre axes principaux structurent cette analyse : (1) l'effet différentiel des dotations initiales sur les investissements parentaux selon le revenu des ménages, (2) les stratégies de redistribution intrafamiliale et leur modulation par les contraintes budgétaires, (3) l'influence des contextes socioéconomiques sur la capacité des ménages à investir, (4) l'effet de choc d'offre d'accès au crédit et (5) le rôle des politiques d'accès au crédit, notamment l'ouverture des

succursales *Banco Azteca*, dans l'assouplissement des contraintes financières et leurs effets différenciés selon le niveau de revenu.

2.1 Effet différentiel des dotations initiales sur les investissements parentaux

Les dotations initiales jouent un rôle crucial dans la manière dont les parents orientent leurs investissements en santé et en éducation. Cependant, la manière dont ces dotations orientent les investissements dépend fortement des ressources économiques du ménage. Plusieurs études montrent que les parents ajustent leurs décisions selon les capacités observées de leurs enfants, mais que ces ajustements dépendent de leurs ressources économiques.

Adhvaryu et Nyshadham (2014) montrent, dans le contexte tanzanien, que les parents augmentent leurs investissements en santé lorsqu'ils observent des améliorations cognitives chez leurs enfants après un programme de supplémentation en iode. Toutefois, les auteurs soulignent que ces ajustements restent modestes, en partie parce que les ressources économiques du ménage constituent une limite importante. Aizer et Cunha (2012) montrent que les parents tendent à renforcer les inégalités initiales en investissant davantage dans les enfants mieux dotés, particulièrement lorsque le revenu permet ce type de stratégie. En exploitant une variation exogène dans l'accès à la préscolarisation aux États-Unis, ils constatent que les enfants ayant de meilleures capacités initiales bénéficient plus fortement des investissements éducatifs. Ces stratégies suivent la logique de la complémentarité dynamique (les investissements à un stade précoce accroissent la productivité des investissements futurs) et statique (les parents investissent plus dans les enfants les mieux dotés) dans la production du capital humain, où chaque investissement est plus productif lorsqu'il s'ajoute à un capital humain déjà élevé. Les résultats des études suggèrent un renforcement des inégalités intra-ménage, à la fois dans un pays en voie de développement et dans un pays développé, par le biais du renforcement, plutôt qu'une compensation.

Borga et Pidkuyko (2018), étudient l'effet des dotations initiales des enfants sur les investissements parentaux en Éthiopie. Ils constatent que les parents ont tendance à investir davantage dans les enfants mieux dotés, illustrant ainsi un comportement de renforcement. Leur analyse repose sur un cadre théorique inspiré des modèles de production domestique de Behrman (1997) et des modèles d'accumulation de richesse de Becker et Tomes (1976). Selon ces derniers, l'investissement parental cherche avant tout à maximiser le capital humain global de la famille, indépendamment du revenu familial. Cela implique un arbitrage entre efficacité et équité, les deux facteurs qui déterminent soit des comportements de compensation ou des comportements de renforcement. Datar, Kilburn et Loughran (2010) apportent des éléments empiriques complémentaires en examinant l'impact du poids de naissance d'enfants américains sur les investissements parentaux. Ils montrent que les enfants nés avec un poids normal reçoivent systématiquement plus d'investissements précoces (allaitement, visites médicales, scolarisation précoce) que leurs frères et sœurs de faible poids. Dans les ménages pauvres, en contexte de pays en développement et de pays développés, l'optimisation des ressources semble pousser les parents à privilégier les enfants perçus comme ayant le plus de potentiel, illustrant ainsi des comportements de renforcement motivés par la rareté.

Le rôle du revenu est également central dans l'étude de Hao et Yeung (2016), qui démontrent, dans le contexte américain, que l'éducation des parents, souvent corrélée au revenu, influence fortement les décisions d'investissement. Bien que le revenu, l'éducation et les attentes parentales soit interreliés, leurs résultats indiquent que des contraintes économiques fortes peuvent empêcher les parents de mettre en œuvre leurs préférences éducatives, même s'ils reconnaissent les besoins spécifiques de leurs enfants selon leurs dotations. Becker et Tomes (1986) proposent un cadre théorique selon lequel les décisions d'investissement parental dépendant à la fois des dotations initiales des enfants et des ressources économiques du ménage. Leur modèle suggère que les familles riches peuvent adopter des stratégies compensatoires, investissant davantage dans les enfants moins bien dotés, tandis que les familles pauvres tendent à renforcer les différences initiales par manque de moyens. Empiriquement, les auteurs simulent que dans des familles avec un niveau élevé d'altruisme et un revenu suffisant, un enfant ayant une dotation initiale

inférieure d'un écart-type peut recevoir jusqu'à 20% de plus en investissement éducatif que ses frères et sœurs mieux dotés, ce qui souligne l'importance des capacités financières dans les stratégies d'égalisation intrafamiliales.

Ces résultats divergents, entre comportements de compensation et de renforcement, semblent provenir des contraintes économiques auxquelles font face les ménages. Le revenu semble agir comme un levier ou une limite : dans les ménages plus riches, il pourrait permettre des stratégies compensatoires, alors que dans les ménages plus pauvres, il conduirait souvent à un renforcement des inégalités initiales, faute de ressources suffisantes. Cette tendance semble s'inscrire autant dans un contexte de pays en voie de développement que de pays développés. Ce mémoire s'inscrit dans cette littérature en examinant empiriquement comment les dotations initiales des enfants interagissent avec les contraintes budgétaires des ménages pour façonner les investissements parentaux. En analysant cet effet différencié dans le contexte mexicain, ce travail cherche à mieux comprendre dans quelles conditions économiques les parents privilégient l'équité ou, au contraire, l'efficacité.

2.2 Stratégies de redistribution intrafamiliale et contraintes budgétaires

La répartition des ressources au sein d'une fratrie est influencée par les contraintes budgétaires. Lorsque les parents doivent y faire face, ils peuvent opérer des arbitrages en fonction des caractéristiques de chaque enfant, telles que leur sexe, leur rang de naissance ou encore leur potentiel perçu. Cette section examine les études qui abordent les stratégies de redistribution des ressources entre fratrie.

Adhvaryu et Nyshadham (2014), dans le contexte tanzanien, montrent qu'une amélioration cognitive induite chez un enfant peut entraîner une redistribution partielle des ressources vers ses frères et sœurs moins favorisés. Toutefois, cette stratégie compensatoire ne permet pas d'éliminer totalement les inégalités, reflétant ainsi une limite budgétaire. De leur côté, Akresh et al. (2012) trouvent que, face à des dotations cognitives affaiblies par des chocs environnementaux in utero à partir de données collectées dans les régions rurales

du Burkina Faso, les parents dans les ménages pauvres réallouent les ressources vers les enfants les plus prometteurs en fonction de leur perception du retour sur investissement de l'éducation, renforçant ainsi les écarts intra-ménage.

Behrman et al. (1982) montrent, dans le contexte américain, que les parents peuvent redistribuer les ressources via des transferts financiers ou en modifiant la charge de travail domestique des enfants. Garg et Morduch (1998) montrent que les arbitrages d'investissement au Ghana varient selon le sexe ou le rang de naissance et constatent que dans les ménages contraints en ressources, les investissements sont souvent orientés vers les garçons ou les enfants aînés, suivant une logique de maximisation du retour sur investissement familial. D'autres études, comme celles d'Edmonds (2006) et Dammert (2010), soulignent que la composition de la fratrie influe sur l'allocation des ressources, avec un impact significatif sur la répartition du travail domestique et scolaire. Le nombre de frères et sœurs ainsi que leur genre déterminent les opportunités éducatives offertes à chaque enfant. Ces études sont effectuées dans le cadre de pays en voie de développement, soit le Vietnam (Edmonds, 2006) et le Nicaragua (Dammert, 2010). Dans la même optique, Venkataramani (2012) montre qu'au Mexique, l'âge d'entrée à l'école est influencé par les dotations initiales : les parents tendent à inscrire plus tôt à l'école les enfants qui ont bénéficié d'une meilleure santé à la naissance, illustrant un effet de renforcement.

Abufhele, Behrman et Bravo (2017), montrent que les investissements parentaux dans la santé et l'apprentissage au Chili ne semblent ni strictement compensatoires ni strictement renforçateurs. Les auteurs constatent une certaine neutralité dans les préférences parentales, suggérant que les écarts initiaux de dotations ne sont ni atténués ni amplifiés par les décisions d'investissement. Cette neutralité s'observe également entre les familles ayant des niveaux d'éducation maternelle différents, appuyant ainsi l'idée que les arbitrages intrafamiliaux ne varient pas systématiquement avec le statut socio-économique.

Les études révèlent que les décisions d'investissement parental au sein de leur ménage semblent largement contraintes par les ressources disponibles. Dans cette perspective, on peut formuler l'hypothèse qu'un accès élargi au crédit pourrait modifier ces dynamiques. En réduisant la nécessité d'arbitrages stricts, cet apport financier pourrait

permettre aux parents de lisser davantage les investissements entre leurs enfants, voire adopter des stratégies plus compensatoires envers les enfants initialement désavantagés. Alternativement, il est aussi possible que les ressources supplémentaires soient allouées de manière disproportionnée aux enfants jugés les plus prometteurs, si les préférences parentales restent guidées par une logique d'optimisation du rendement éducatif. L'effet du revenu sur les décisions d'investissement parental au sein d'une fratrie dépendrait donc potentiellement de l'interaction entre la levée des contraintes financières et les préférences distributives des parents.

2.3 Influence des contextes socioéconomiques

Le revenu des ménages influence directement la manière dont les parents arbitrent entre leurs enfants selon leurs dotations initiales. Dans les foyers plus aisés aux États-Unis, les investissements tendent à compenser les désavantages initiaux des enfants moins favorisés (Hsin, 2012; Restrepo, 2016), tandis que les ménages à faibles revenus, limités par des contraintes budgétaires, concentrent leurs ressources sur les enfants perçus comme les plus prometteurs. Le niveau d'éducation des parents, souvent lié à leur statut socioéconomique, joue aussi un rôle en favorisant des stratégies plus égalitaires lorsque les ressources sont suffisantes (Behrman et al., 1982).

L'assouplissement des contraintes budgétaires, notamment via un accès accru au crédit ou à des programmes de transferts, peut potentiellement modifier ces arbitrages. Selon les préférences parentales, cela peut mener à des investissements plus équitables ou, au contraire, accentuer les écarts en faveur des enfants jugés les plus rentables enfants (Adhvaryu & Nyshadham, 2014). Par ailleurs, les perspectives économiques régionales et les attentes du marché du travail semblent influencer la rentabilité perçue de l'éducation, qui pourrait moduler les décisions parentales en fonction du revenu disponible, selon deux études mexicaines de Venkataramani (2012) et Molina (2017).

Cette section met en évidence que les choix d'investissement parental semblent fortement conditionnés par le niveau de revenu, qui déterminerait à la fois les marges de

manœuvre financières et les préférences distributives. L'analyse empirique de ce mémoire testera si l'effet de relâchement de contrainte budgétaire semble conduire à une réduction ou à un renforcement des inégalités, en particulier dans le contexte des ménages à faible revenu ciblé par l'ouverture des succursales *Banco Azteca*.

2.4 Choc d'offre d'accès au crédit

Un volet complémentaire de la revue de littérature examine les conséquences d'un choc d'offre d'accès au crédit. Contrairement à une augmentation ponctuelle du revenu, l'expansion de l'offre de services financiers représente un changement structurel dans la capacité des ménages à lisser leurs ressources face aux chocs. L'accès élargi au crédit peut modifier la trajectoire d'investissement des parents, en leur permettant de maintenir les dépenses en capital humain des enfants même en période de crise.

Dans une étude pionnière, Beegle, Dehejia et Gatti (2006) montrent que les ménages tanzaniens exposés à des chocs agricoles transitoires réagissent en augmentant le travail des enfants, ce qui réduit leur scolarisation. Toutefois, cet effet est largement atténué chez les ménages ayant accès au crédit, suggérant que l'inclusion financière joue un rôle déterminant dans la protection des investissements en éducation. Cet exemple illustre comment un choc d'offre de crédit peut limiter les arbitrages défavorables entre scolarisation et survie économique.

Des résultats similaires émergent au Guatemala, où Guarcello, Mealli et Rosati (2010) exploitent des données de ménages pour montrer que le rationnement du crédit constitue un facteur central expliquant le recours accru au travail des enfants en période de chocs idiosyncratiques. L'absence de mécanismes de financement formel contraint les parents à réduire la scolarisation de leurs enfants ou à intensifier leur participation au marché du travail. Cette étude avance que le crédit fonctionne comme un filet de sécurité, capable d'amortir les effets des chocs sur le capital humain des enfants.

Plus récemment, Bernal et Vlaicu (2023) analysent le cas des ménages ruraux en Colombie confrontés à des chocs de précipitations. Ils trouvent que, dans les foyers exclus des services financiers, ces chocs climatiques entraînent une baisse de la fréquentation scolaire et une hausse du travail infantile. En revanche, l'inclusion financière réduit significativement l'ampleur de ces ajustements, montrant que l'accès aux services de crédit et d'épargne améliore la résilience éducative des ménages.

Pris ensemble, ces travaux semblent indiquer que l'offre de crédit ne se limite pas à accroître la liquidité des ménages, mais modifie aussi les arbitrages intergénérationnels. En permettant un meilleur lissage de la consommation et en réduisant la nécessité de désinvestir dans le capital humain des enfants lors de périodes défavorables, le crédit agit comme un levier puissant de protection et de promotion des investissements parentaux. Ces résultats s'avèrent particulièrement pertinents dans le contexte mexicain, où l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* peut être analysée comme un choc d'offre susceptible de transformer les décisions intrafamiliales d'investissement.

2.5 Effet de l'accès au crédit : Cas de *Banco Azteca*

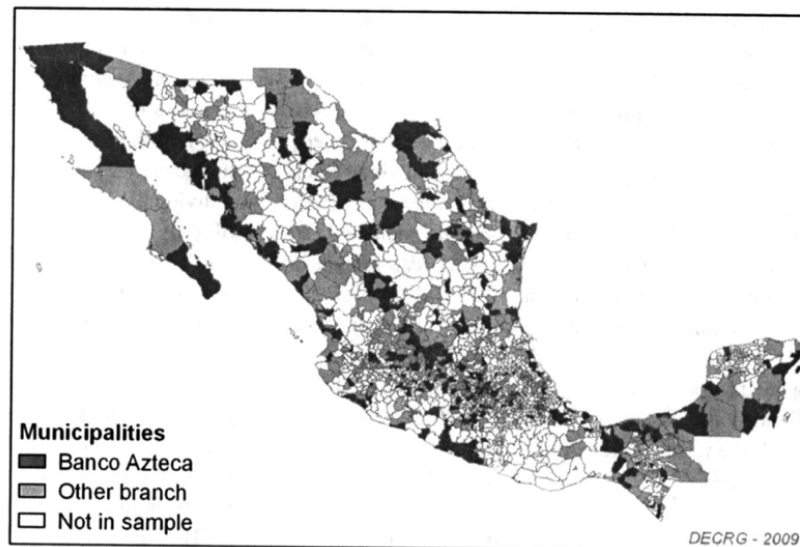
L'analyse menée par Bruhn et Love (2011) met en lumière l'impact substantiel de l'ouverture des succursales de *Banco Azteca*, une institution financière mexicaine fondée en 2002 par le conglomérat *Grupo Salinas* et ciblant les ménages à faible et moyen revenu, sur l'économie locale. Cette banque se distingue par un modèle d'affaires axé sur l'inclusion financière, offrant des services bancaires tels que l'épargne, le crédit à la consommation, les assurances, à travers des succursales intégrées aux magasins de détail *Grupo Elektra* du même groupe. Grâce à une stratégie d'évaluation en double différence exploitant la variation intertemporelle et intermunicipale de l'ouverture des agences, les auteurs montrent que l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* a entraîné une augmentation des niveaux de revenu moyens, un effet particulièrement prononcé chez les femmes, dont l'augmentation de revenu est deux fois plus élevée que celle des hommes. Cette disparité s'explique en partie par le fait que les femmes, souvent exclues de l'accès

aux capitaux, sont la cible privilégiée des institutions de microfinance. En outre, le nombre de travailleuses salariées a connu une hausse significative, tandis que chez les hommes, l'effet s'est principalement traduit par une augmentation du nombre de propriétaires de petites entreprises informelles.

Banco Azteca a su répondre aux contraintes des travailleurs de l'économie informelle, qui forment environ 70 % des ménages selon les estimations (Bruhn et Love, 2011). Les données montrent par ailleurs une forte augmentation de l'épargne dans les municipalités ayant accueilli une succursale de *Banco Azteca*, ce qui confirme l'impact non négligeable de cette opération sur l'inclusion financière (Bruhn et Love, 2011). On peut voir dans la Figure 1 une carte des municipalités avec des branches *Banco Azteca* en noir. À noter que cette figure montre seulement les municipalités couvertes par l'enquête nationale sur l'emploi (ENE). On peut toutefois y remarquer l'importance non négligeable en termes de nombre de municipalités qui ont accueilli des succursales.

Figure 1: Carte des municipalités avec des branches Banco Azteca

Fig. 1 Map of municipalities with *Banco Azteca* branches and other bank branches. *Note:* This figure plots the municipalities covered by the ENE (Mexican Labor Market Survey) that had either a *Banco Azteca* branch (*dark shading*) or a branch of another bank (*light shading*) in 2002-IV. Unshaded municipalities are either not in the ENE or did not have a bank branch in 2002-IV. *Source:* Data on branch locations were obtained from the Mexican bank supervisory body, the *Comisión Nacional Bancaria y de Valores* (CNBV)



Source: Bruhn & Love (2011)

L'étude ultérieure de Bruhn et Love (2014) approfondit l'analyse des effets de l'accès aux services financiers offerts en mettant particulièrement l'accent sur les

mécanismes de transmission au sein du marché du travail. Les auteurs démontrent que cette amélioration de l'inclusion financière a permis une hausse notable de l'activité économique informelle. Plus précisément, la proportion de propriétaires de petites entreprises informelles a augmenté de 7,6% et l'emploi global a progressé d'environ 1,4%. Ces effets se sont traduits par une augmentation moyenne des revenus d'environ 7%, avec un impact particulièrement marqué chez les individus à faibles revenus et dans les municipalités initialement peu desservies par le secteur bancaire. L'étude de ces auteurs met ainsi en évidence que l'accès au financement constitue un levier important de réduction de la pauvreté, en favorisant à la fois la création d'activités économiques et l'emploi chez les populations historiquement exclues du système financier traditionnel (Bruhn et Love, 2014).

Les résultats de Bruhn et Love suggèrent que le relâchement d'une contrainte de liquidité pourrait modifier les comportements d'investissement intra-ménage. Dans ce contexte, on s'attend à ce que l'accès au crédit permette aux parents de reconsidérer l'allocation des ressources, possiblement en atténuant les stratégies de renforcement observées sous contrainte budgétaire stricte. On utilise cet article pour formuler l'hypothèse que l'offre de crédit de l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* entraîne un assouplissement des contraintes budgétaires pour notre étude. L'analyse empirique visera donc à identifier si cette variation exogène de revenu entraîne un rééquilibrage vers des investissements plus compensatoires.

2.6 Résumé

Cette revue met en évidence le rôle des contraintes budgétaires comme déterminant transversal des investissements parentaux, modulant à la fois les capacités d'investissement et les préférences. Les études montrent que les parents, confrontés à des contraintes budgétaires, adoptent souvent des stratégies d'arbitrage, concentrant leurs investissements sur les enfants perçus comme les plus prometteurs. À l'inverse, lorsque les ressources sont moins limitées, certaines familles tendent à équilibrer davantage les investissements ou à compenser les désavantages initiaux.

Cependant, un élément clé manque encore à cette littérature : le lien direct entre contraintes budgétaires et investissements parentaux. Plus spécifiquement, on cherche à voir si, toutes choses étant égales par ailleurs, l'accès à un revenu supplémentaire au sein de ménages à faible et moyen revenu va influencer les investissements parentaux. Une meilleure identification de cet effet permettrait de distinguer si les investissements parentaux sont principalement contraints par le revenu disponible ou s'ils relèvent davantage de préférences intrinsèques en matière d'investissement dans le capital humain. Le cas du Mexique, où la proportion de ménages sous le seuil de pauvreté est élevée, offre un contexte propice à cette analyse. Si les investissements parentaux augmentent mécaniquement avec une hausse de l'accès au crédit, cela suggérerait que les écarts observés sont avant tout liés aux limitations financières. À l'inverse, si les disparités persistent malgré une augmentation des ressources, cela indiquerait que les choix parentaux sont dictés par des préférences en matière de capital humain. Cette distinction est essentielle pour orienter les politiques publiques visant à réduire les inégalités intra-familiales et promouvoir un développement équitable des enfants.

3 Contexte

3.1 *Grupo Elektra* et ouverture des succursales *Banco Azteca*

Fondé en 1950 par Hugo Salinas Price, *Grupo Elektra* est un conglomérat mexicain opérant dans les secteurs commercial et financier, à travers plus de 6000 points de contact répartis entre le Mexique, l'Amérique centrale et les États-Unis, comme on peut l'observer dans la Figure 2 ci-dessous. L'entreprise a débuté comme un magasin d'appareils radioélectriques destiné aux grossistes, avant de se tourner vers le commerce de détail et le crédit à la consommation, en élargissant son offre aux meubles, appareils électroménagers et produits électroniques. Cette réorientation stratégique a été intensifiée à partir des années 1980 sous la direction du fils du fondateur, Ricardo Salinas Pilego (*Grupo Elektra*, n.d.).

Figure 2 : Présence des points de contact *Grupo Elektra* en Amérique



Source : Rapport financier 2021 *Grupo Elektra* (<https://www.grupoelektra.com.mx/>)

Grupo Elektra s'est ensuite imposé comme un acteur économique majeur au Mexique, intégrant progressivement des services financiers pour compléter son modèle commercial. À ce jour, le groupe articule ses activités autour de deux pôles principaux : une division commerciale et une division financière.

La création de *Banco Azteca* en 2002 visait à répondre à un besoin structurel du Mexique : l'exclusion financière d'une large part de la population à faible revenu. En l'espace de quelques jours, *Grupo Elektra* a ajouté à ses 815 magasins existants des agences bancaires, donnant ainsi naissance à la deuxième plus grande infrastructure bancaire du pays. Ce lancement a permis à *Banco Azteca* de se positionner de manière privilégiée auprès de segments historiquement exclus du système bancaire traditionnel, en particulier les populations à faibles et moyens revenus, et notamment les acteurs de l'économie informelle.

Dès ses débuts, la banque a proposé des produits adaptés à sa clientèle cible, notamment des comptes épargne accessibles à partir de 5 dollars américains, des prêts à la consommation, des hypothèques et des produits d'assurance. Cette combinaison d'accessibilité, d'envergure et de positionnement stratégique a fait de *Banco Azteca* un acteur clé dans la démocratisation de l'accès aux services financiers au Mexique. Grâce à des exigences documentaires limitées et à l'absence d'obligation de prouver ses sources de revenu, l'institution s'est imposée comme une alternative crédible aux prêteurs privés et autres microfinances, souvent plus onéreux. Contrairement à de nombreuses institutions de microfinance, *Banco Azteca* bénéficie d'une réglementation bancaire formelle, peut collecter des dépôts, et s'appuie sur des synergies technologiques et logistiques avec sa maison mère, *Grupo Elektra*, ce qui lui permet de réduire ses coûts d'exploitation tout en maintenant une offre de crédit accessible. Ces caractéristiques ont non seulement favorisé la création et la pérennité de microentreprises, mais ont aussi contribué à une croissance plus soutenue du PIB réel par habitant dans les zones desservies (Bruhn et Love, 2014).

3.2 Effet de l'assouplissement de contraintes budgétaires sur les investissements

L'expansion rapide des succursales de *Banco Azteca* à partir de 2002 constitue un choc exogène pertinent pour analyser l'effet du relâchement d'une contrainte budgétaire sur les décisions d'investissement intrafamiliales. En élargissant l'accès au crédit formel à des ménages historiquement exclus du système bancaire, notamment ceux œuvrant dans l'économie informelle et disposant de faibles niveaux de revenu, cette réforme a modifié de manière substantielle la contrainte de liquidité à laquelle étaient confrontés de nombreux foyers mexicains. Ce changement structurel dans l'environnement financier des ménages offre ainsi un cadre quasi-expérimental pour évaluer empiriquement comment une amélioration de la capacité budgétaire influence les choix d'allocation des ressources parentales entre enfants, en tenant compte de leurs dotations initiales. Dans un contexte où la littérature théorique suggère que les contraintes budgétaires peuvent forcer les parents à privilégier les enfants perçus comme ayant le plus fort rendement potentiel, cette variation exogène de l'accès au crédit permet de tester si une levée partielle de cette contrainte modifie les préférences en analysant les comportements d'investissement. Plus spécifiquement, ce mémoire cherche à déterminer si les parents modifient leur stratégie d'allocation intrafamiliale, passant potentiellement d'un comportement de renforcement vers un comportement plus compensatoire, lorsque leur budget devient plus flexible grâce à l'inclusion financière. En ce sens, l'ouverture de succursales de *Banco Azteca* constitue non seulement un traitement pertinent dans une stratégie d'identification empirique, mais aussi une clé de lecture pour mieux comprendre la nature endogène des inégalités intrafamiliales dans les contextes de pauvreté et de contraintes de crédit.

4 Données

Cette section permet d'analyser plus en profondeur les données utilisées pour répondre à la question de recherche de ce mémoire. La source des données est d'abord présentée, suivi d'une analyse des statistiques descriptives principales des variables dépendantes et des variables explicatives, puis une présentation des variables contrôles et effets fixes appliqués.

L'échantillon de cette étude est constitué d'une base de données principale construite à partir de l'enquête longitudinale nationale sur la vie familiale au Mexique (MXFLS), fusionnée à la localisation des succursales des banques provenant de la base de données de la Commission nationale des banques et des valeurs mobilières (CBNV).

4.1 Mexican Family Life Survey (MXFLS)

L'enquête MXFLS est une base de données longitudinale, représentative au niveau national, qui suit les individus ainsi que les ménages mexicains sur trois vagues, soit 2002, 2005-2006 et 2009-2012. Sa structure permet d'analyser l'évolution des conditions de vie et les dynamiques familiales au Mexique sur plusieurs années. Cette base de données se distingue par la richesse et la diversité de ses modules, couvrant un large éventail de dimensions telles que les caractéristiques démographiques, l'emploi, le revenu, la consommation, l'éducation, la santé, la migration, ainsi que des variables psychosociales. Ce qui rend cette base particulièrement pertinente pour l'étude des investissements parentaux envers les enfants est la profondeur de l'information recueillie sur les enfants au sein des ménages. Elle inclut notamment des données détaillées sur l'état de santé, les résultats scolaires, les capacités cognitives ainsi que l'accès aux services de santé et d'éducation. De plus, l'enquête permet de lier ces informations à des mesures précises des ressources économiques du ménage, de l'accès au crédit et des dynamiques familiales. Ces caractéristiques font donc de la MXFLS une base particulièrement appropriée pour explorer l'allocation différentielle des ressources parentales.

Contrairement à d'autres enquêtes transversales, comme l'Enquête nationale sur l'emploi (ENE), la MXFLS offre la possibilité d'étudier les comportements parentaux dans un cadre temporel. En combinant les données de panel avec l'ouverture des succursales de *Banco Azteca*, la base de données permet de mettre en œuvre des méthodes d'évaluation rigoureuses, comme les modèles de double différence (DID), tout en contrôlant pour des caractéristiques non-observées fixes dans le temps des ménages ou des enfants. De plus, contrairement à l'ENE qui se concentre principalement sur le marché du travail et les résultats de l'emploi à court terme, la MXFLS permet de capter des indicateurs d'investissement à plus long terme, y compris ceux spécifiques à l'enfance, ce qui est essentiel pour répondre à la question de recherche portant sur le lien entre assouplissement de contraintes budgétaires et décisions parentales d'investissement selon les dotations des enfants.

La taille de l'échantillon initial de la base de données est d'environ 8 400 ménages et de plus de 35 000 individus. Les fichiers au niveau individuel contiennent un identifiant unique pour chaque personne, les caractéristiques sociodémographiques, le parcours scolaire et professionnel, la santé physique et mentale et la migration interne et internationale. Les fichiers qui sont utilisés pour créer la base de données principale de cette étude sont majoritairement ceux contenant les informations sur les enfants de 14 ans et moins, soit le public cible des investissements parentaux analysés dans cette recherche. Ces données ont été fusionnées à la base de données comportant les poids longitudinaux pour les enfants, afin de prendre en compte l'attrition qui survient dans une structure panel¹. Ces données ont été fusionnées à celles des parents respectifs, provenant d'un autre fichier de l'enquête, pour chaque observation d'enfants, afin de récolter diverses informations sur les parents des enfants, entre autres leur revenu ainsi que leur niveau de dette et d'épargne. On utilise également le niveau de dotations initiales des parents comme variables de contrôle dans nos analyses plus robustes. Par après, les données individuelles ont été fusionnées à celles des ménages. Cela permet de prendre en compte les actifs de chaque ménage dans le calcul du revenu familial ainsi que d'ajouter des effets fixes par ménages

¹ Lors du processus de fusion des données individuelles avec celle des poids, les données gardées sont simplement celles où un poids était attribué à l'observation, engendrant ainsi une réduction du nombre total d'observations pour la deuxième et la troisième vagues. Cela permet d'assurer que les individus ont été suivis correctement à travers les vagues, garantissant la représentativité temporelle de l'échantillon et la validité des estimations dans l'analyse.

aux analyses plus robustes. Une fois chaque type de données fusionnées par année, les données des trois vagues d'enquête ont été ajoutées les unes aux autres. La base de données comportant toutes les vagues est donc 21 494 observations. Dans cette base de données, une réduction a été effectuée pour ne garder que les observations comportant des valeurs non manquantes en ce qui a trait aux dotations initiales des enfants. En effet, le questionnaire duquel provenait les informations utilisées pour construire la variable de dotations initiales contient des informations qui ont été recueillies uniquement auprès d'un sous-échantillon de la population, puisque ces modules nécessitaient des tâches longues, telles que des tests cognitifs. Par conséquent, le guide MXFLS partageait qu'il y avait plus de valeurs manquantes ou des échantillons plus restreints dans ces questionnaires que dans les questionnaires contenant les informations démographiques principales. À la fin des coupures, le questionnaire final ne contient donc que 13 778 observations. Cela représente donc une perte de 7 716 observations qui n'avaient pas répondu au questionnaire plus complexe traitant des dotations. Ces observations proviennent de 2 581 différents ménages. Dans la majorité des cas, tous les enfants du ménage n'ont pas répondu au questionnaire, ce qui enlève le ménage complet de l'échantillon. Toutefois, dans certains cas, certains enfants dans un ménage ont répondu alors que d'autres non. On attribue ce motif d'exclusion au fait que parfois certains enfants ne sont pas présents lors de la cueillette d'information, et donc ils ne peuvent répondre au questionnaire nécessitant des tâches plus longues et ardues.

4.2 Statistiques descriptives principales

Les statistiques descriptives fournissent un aperçu des caractéristiques des individus inclus dans l'échantillon étudié. L'analyse des différentes variables permet non seulement de mieux comprendre la distribution des observations, mais aussi de formuler des hypothèses sur les relations potentielles entre les variables. La variable clé ici est celle du revenu familial. Cette variable inclue le salaire annuel, provenant d'une entreprise personnelle ou encore en tant que salarié, le revenu non lié au travail, incluant la vente de machines, de territoires ou encore des transferts gouvernementaux, et le montant lié aux

actifs que possèdent le ménage, incluant les maisons, les véhicules motorisés ou encore les animaux de ferme. Inclure tous ces types de revenu permet de mieux mesurer la véritable capacité financière des parents à investir dans leurs enfants, surtout dans un contexte où les revenus salariaux sont instables ou incomplets et où le travail informel représente une part importante du marché (Bruhn et Love, 2011).

Les variables dépendantes analysées, représentant différents types d'investissements parentaux, sont les dépenses scolaires, la probabilité de fréquentation scolaire, de redoublement, de vaccination, d'activités de loisirs et le type d'école fréquenté. Ces variables représentent des dimensions complémentaires et cohérentes des investissements parentaux en capital humain. Elles capturent à la fois des comportements directs (comme les dépenses ou le choix d'école) et des résultats intermédiaires observables liées à l'effort parental (comme l'assiduité ou la santé préventive). Ces indicateurs reflètent différents types d'investissements : cognitifs (fréquentation scolaire, type d'école), non cognitifs (activités de loisirs), préventifs (vaccination) et financiers (dépenses éducatives), et permettent donc une évaluation plus complète de l'allocation des ressources parentales. Analyser ces variables en parallèle permet d'observer non seulement si les parents investissent, mais aussi dans quoi et comment leur choix varient selon les profils d'enfants et l'environnement économique.

Les dotations initiales cognitives des enfants et des adultes ont été mesurées à partir des résultats au test de matrices progressives de Raven, un outil standardisé largement utilisé pour évaluer les capacités cognitives non verbales. Deux variables ont été construites à partir de ce test. La première est une mesure absolue, calculée comme la proportion de bonnes réponses sur le nombre total de questions posées, ce qui reflète directement la performance brute de l'individu sous forme de pourcentage. La seconde est une mesure relative, exprimée sous forme de cote Z, c'est-à-dire que la performance de chaque individu est normalisée par rapport à la moyenne et l'écart-type de l'échantillon, permettant de comparer les capacités cognitives entre individus de manière relative, indépendamment de l'âge ou du niveau absolu de difficulté. Cela s'avère particulièrement utile pour analyser les écarts de dotations entre groupes sociodémographiques. Ces deux variables ont été construites à la fois pour les enfants, mais également pour les adultes, afin d'utiliser la

dotation initiale des adultes pour effectuer des analyses plus robustes et voir son effet sur les investissements parentaux. Une dernière variable a par après été construite. Cette variable est une mesure relative de la performance de chaque individu en fonction de sa fratrie. Après avoir créé un identifiant clé par fratrie, une variable a été créée pour comparer les dotations entre enfants d'un même ménage. Cette variable est égale à 0 pour les enfants uniques. Cela permet de tenter d'isoler l'effet de compensation ou de renforcement au sein d'un ménage, plutôt que de simplement comparer la dotation relative d'un enfant à la moyenne de tous les enfants de la base de données.

Tableau 1: Résumé des statistiques descriptives principales

Variable	Obs.	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Âge	13 773	9	2,18	0	14
Sexe	13 773	0,50	0,50	0	1
Dépenses scolaires	13 773	1 598,40	14 780,31	0	1 000 001
Fréquentation scolaire	13 664	0,97	0,16	0	1
Vaccins	13 773	0,54	0,50	0	1
Activités de loisirs	13 773	0,98	0,15	0	1
Type d'école	12 073	0,06	0,24	0	1
Redoublement	12 074	0,14	0,35	1	1
Revenu annuel ménage	13 773	121 903,80	1 434 142	0	7,57 ^e +07
Salaire annuel ménage	13 773	16 879,97	100 360,90	0	9 999 995
Revenu annuel non lié au travail	13 773	542,60	13 049,71	0	1 105 795
Actifs totaux du ménage	13 773	104 481,30	1 426 551	0	7,57 ^e +07
Dotations relatives ménage	13 773	0	0,72	-2,20	2,48
Dotations relatives enfants	13 773	0	0,99	-3,64	6,33
Dotation relatives adultes	4 766	0	0,98	-2,69	1,88

Notes : Le tableau contient les statistiques descriptives des variables de la base de données finale incluant les observations des trois vagues (MXFLS-1, MXFLS-2, MXFLS-3) pondérées avec les poids longitudinaux au niveau du livre V (variables pour les enfants).

Le Tableau 1 présente les statistiques descriptives principales des variables utilisées et pondérées pour tenir compte de l'attrition au fil des vagues. Dans notre échantillon, les variables fréquentation scolaire, type d'école et redoublement présente des valeurs manquantes sur le total de 13 773 observations pondérées. Cette différence par rapport aux autres variables s'explique par des cas de non-réponse ou de réponses codées initialement comme « Ne sait pas » ou « Refus », qui ont été ensuite recodées en données manquantes lors de la construction de la base de données. Selon le questionnaire MXFLS, des incohérences entre réponses ou des absences temporaires de répondants peuvent aussi expliquer la présence de ces observations manquantes. Pour la variable de dotation relative d'adultes, elle provient d'un module du questionnaire destiné aux adultes, distinct de celui administré aux enfants. Sa disponibilité dépend donc de la participation effective des parents des enfants observés à ce module spécifique. Or, ce questionnaire comportait des tâches relativement longues et exigeantes (test cognitive Raven), décourageant certains répondants d'y participer. Par conséquent, pour les enfants dont les parents n'ont pas complété ce module, l'information nécessaire au calcul de la dotation relative adultes est manquante, entraînant un nombre d'observations inférieur à celui d'autres variables du module principal utilisé, soit celui pour enfants.

L'échantillon est composé d'enfants âgés de 14 ans et moins, en moyenne de 9 ans, répartis équitablement selon le sexe. On observe une forte participation scolaire (97%) et un accès généralisé aux activités de loisirs (98%), suggérant une forte base d'investissements non monétaires. Toutefois, seulement 6% des enfants fréquentent une école privée et 14% ont redoublé, des indicateurs pertinents pour capter des différences de qualité ou d'efficacité des investissements parentaux. Le taux de vaccination reste également assez modéré (54%).

Sur le plan économique, les ménages présentent une grande hétérogénéité. Le revenu annuel moyen est de 121 904 pesos mexicains, mais avec une dispersion extrême (écart-type supérieur à un million), reflétant des inégalités importantes. Le salaire annuel moyen est beaucoup plus faible (16 880) et le revenu non lié au travail reste marginal en moyenne, bien que quelques ménages bénéficient de ressources substantielles. Les actifs totaux du ménage contribuent de manière importante au revenu total (104 481 pesos, soit 85% du

revenu total), avec une distribution à dispersion extrême également (écart-type supérieur à un million), soulignant la diversité socio-économique au sein de l'échantillon et justifiant l'usage de techniques robustes dans les analyses ainsi que l'usage de régressions log-linéaires pour la variable revenu. Ce type de modèle est pertinent afin de permettre de réduire l'impact des valeurs extrêmes et d'atténuer l'asymétrie des distributions. De plus, il facilite l'interprétation des coefficients en termes d'effets proportionnels ou de pourcentages, ce qui est plus intuitif dans l'analyse des relations entre variables. L'analyse effectuée contrôle pour la valeur totale des actifs, puisqu'une division par type d'actifs ne permettraient pas de comparer les mêmes observations. En effet, la variable de valeur d'actifs combine la valeur de plusieurs types d'actifs, entre autres la valeur des propriétés, la valeur des équipements ou encore la valeur du bétail du ménage des enfants observés. En fragmentant cette observation par type d'actifs, il y aurait plusieurs variables manquantes par type d'actifs et cela ne permettrait pas une bonne comparaison au niveau des observations. Voilà donc pourquoi le contrôle du revenu ne s'effectue que selon la valeur totale par ménage du salaire annuel, du revenu non lié au travail et des actifs totaux, sans division par type d'actifs pour la dernière catégorie.

Enfin, les variables de dotations relatives aux ménages, enfants et adultes sont centrées autour de zéro et montrent une variabilité notable. Ce contexte de disparités économiques et éducatives sert de base aux analyses ultérieures sur l'impact des dotations initiales et des contraintes budgétaires sur les investissements parentaux, en tirant parti des données longitudinales pondérées issues des trois vagues d'enquête.

4.3 Préparation de l'analyse en double différence

Dans cette étude, une analyse en double différence permettant d'évaluer l'effet causal d'un traitement en comparant l'évolution d'un groupe traité à celui d'un groupe contrôle est effectuée. Le groupe traité représente ici les observations issues d'un ménage situé dans une municipalité où des succursales de *Banco Azteca* ont ouvertes. Le groupe contrôle représente les observations issues de ménages où il n'y a pas eu d'ouverture de succursales. Cette méthode permet de contrôler les tendances communes affectant les deux groupes.

Dans notre cas, cette analyse permet d'estimer l'effet de l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* sur les investissements parentaux. La variable dichotomique « *Après* » permet de séparer la base de données en 2, avec une valeur de 0 pour les observations issues de la première vague de l'enquête (2002) et une valeur de 1 pour les observations issues des deux dernières vagues (2005-2006 et 2009-2012). Les banques ouvrent après le sondage de 2002, ce qui représente le moment clé pour la temporalité du traitement.

La comparaison entre les tableaux ci-dessous (Tableau 2 et Tableau 3) révèle plusieurs évolutions entre le groupe traité et le groupe contrôle avant et après le traitement. Le nombre d'observations du groupe traité et du groupe contrôle représente notre base de données totale avant traitement (Tableau 2) et après traitement (Tableau 3). La somme des deux groupes et des deux tableaux représente notre base de données totale (13 773 observations pondérées).

Les statistiques descriptives avant traitement (Tableau 2) montrent des différences notables entre le groupe traité et le groupe contrôle concernant les dépenses scolaires. Le groupe traité présente une moyenne des dépenses scolaires plus élevée (1 714 MXN) que le groupe contrôle (779 MXN), bien que la dispersion soit également plus importante dans ce premier groupe. Les autres indicateurs d'investissement parental sont relativement similaires entre les deux groupes, avec des taux élevés de fréquentation scolaire et de participation aux activités de loisirs, et une couverture vaccinale autour de 50%. Le taux de redoublement est légèrement inférieur dans le groupe traité (15%) comparé au groupe contrôle (19%).

**Tableau 2 : Résumé des statistiques descriptives des variables dépendantes
Avant traitement**

Variable	Obs.	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Groupe traité					
Dépenses scolaires	2 419	1 714,22	5 765,68	1	87 301
Fréquentation scolaire	2 419	0,98	0,13	0	1
Vaccins	2 419	0,50	0,50	0	1
Activités de loisirs	2 419	0,99	0,07	0	1
Type d'école	2 419	0,09	0,29	0	1
Redoublement	2 419	0,15	0,37	0	1
Groupe contrôle					
Dépenses scolaires	2 435	778,56	2 534,23	1	36 241
Fréquentation scolaire	2 435	0,99	0,09	0	1
Vaccins	2 435	0,51	0,50	0	1
Activités de loisirs	2 435	0,99	0,12	0	1
Type d'école	2 435	0,05	0,21	0	1
Redoublement	2 435	0,19	0,39	0	1

Notes: Le tableau contient les statistiques descriptives des variables dépendantes représentant l'investissement des parents envers leurs enfants. Le tableau contient les statistiques avant traitement (pondérées) du groupe traité et du groupe contrôle. La variable *Dépenses scolaires* est présentée en MXN. Les variables binaires *Fréquentation scolaire* et *Redoublement* sont égales à 1 si vrai, 0 sinon. Les variables *Vaccins* et *Activités de loisirs* sont égales à 1 si un des vaccins ou une des activités de loisirs de la base de données sont égales à 1, 0 sinon. La variable *Type d'école* est égale à 1 si l'individu fréquente une école privée et 0 s'il fréquente une école publique.

Après traitement, les différences entre les groupes s'accroissent, notamment en ce qui concerne les dépenses scolaires, dont la moyenne augmente substantiellement dans le groupe traité pour atteindre 2 471 MXN, tandis que celle du groupe contrôle reste faible (871 MXN). Cette augmentation s'accompagne d'une forte volatilité, suggérant une hétérogénéité importante des investissements au sein du groupe traité. Par ailleurs, la fréquentation scolaire demeure stable et élevée dans les deux groupes, tandis que la couverture vaccinale connaît une légère progression après traitement. La participation aux activités de loisirs reste élevée, bien qu'une légère baisse soit observée dans le groupe contrôle.

Enfin, le taux de redoublement diminue dans les deux groupes après traitement. Cette évolution pourrait indiquer une amélioration générale des résultats scolaires. De manière générale, ces résultats descriptifs suggèrent un impact différencié du traitement, en particulier sur les dépenses scolaires, ce qui justifie une analyse économétrique approfondie pour mieux comprendre les mécanismes sous-jacents.

Tableau 3: Résumé des statistiques descriptives des variables dépendantes
Après traitement

Variable	Obs.	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Groupe traité					
Dépenses scolaires	4 442	2 470,84	23 240,65	0	1 000 0001
Fréquentation scolaire	4 377	0,97	0,17	0	1
Vaccins	4 442	0,55	0,50	0	1
Activités de loisirs	4 442	0,98	0,15	0	1
Type d'école	3 580	0,07	0,26	0	1
Redoublement	3 581	0,12	0,33	0	1
Groupe contrôle					
Dépenses scolaires	4 477	870,59	3 154,19	0	216 101
Fréquentation scolaire	4 433	0,97	0,18	0	1
Vaccins	4 447	0,56	0,50	0	1
Activités de loisirs	4 447	0,96	0,20	0	1
Type d'école	3 639	0,04	0,19	0	1
Redoublement	3 639	0,13	0,33	0	1

Notes: Le tableau contient les statistiques descriptives des variables dépendantes représentant l'investissement des parents envers leurs enfants. Le tableau contient les statistiques après traitement (pondérées) du groupe traité et du groupe contrôle. La variable *Dépenses scolaires* est présentée en MXN. Les variables binaires *Fréquentation scolaire* et *Redoublement* sont égales à 1 si vrai, 0 sinon. Les variables *Vaccins* et *Activités de loisirs* sont égales à 1 si un des vaccins ou une des activités de loisirs de la base de données sont égales à 1, 0 sinon. La variable *Type d'école* est égale à 1 si l'individu fréquente une école privée et 0 s'il fréquente une école publique.

5 Méthodologie

Dans cette section, les modèles économétriques utilisés seront présentés. Afin d'examiner de quelle manière les contraintes budgétaires influencent les décisions d'investissement parental, une approche méthodologique graduelle a été employée. L'analyse débute par des régressions linéaires simples, qui permettent d'établir une base claire et interprétable à partir des six variables dépendantes. Ces régressions estiment l'effet du revenu des ménages, des dotations initiales des enfants, ainsi que de l'interaction de ces deux variables sur les investissements parentaux. Par la suite, une méthode économétrique plus avancée, soit la double différence (« *Difference-in-Differences* » ou DID) permet de mieux isoler les effets en utilisant l'ouverture des succursales de Banco Azteca comme traitement et de renforcer la robustesse des résultats. Ces deux étapes permettront une analyse rigoureuse et nuancée des liens entre les contraintes budgétaires des ménages, les dotations initiales des enfants et les comportements parentaux en matière d'investissement.

5.1 Régressions linéaires

5.1.1 *Modèle 1 : Lien entre revenu et dotations sur les investissements parentaux*

Les régressions linéaires constituent une première étape essentielle dans l'analyse empirique, car elles permettent d'estimer la corrélation entre une variable d'intérêt et une variable dépendante. Dans le cas de ce mémoire, nous tentons d'analyser la relation entre deux variables d'intérêts principales, soit les revenus familiaux et les dotations initiales des enfants, avec différentes variables dépendantes qui mesure l'investissement parental. Cette approche offre une base interprétative claire, facilite la compréhension des mécanismes sous-jacents et permet de détecter des relations statistiques initiales. L'hypothèse centrale qui est testée est la suivante : le revenu disponible du ménage et les dotations initiales de l'enfant impact significativement l'investissement parental envers l'enfant. L'équation utilisée pour tester cette hypothèse est la suivante :

$$I_{ift} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 R_{ft} + \beta_3 (D_i * R_{ft}) + X'_{ift} \gamma + \mu_i + \alpha_f + \lambda_t + \varepsilon_{ift} \quad (1)$$

Dans ce modèle de base, I_{ift} représente une des 6 variables dépendantes présentées dans la section précédente, soit les dépenses scolaires, la fréquentation scolaire, le taux de vaccination, la participation à des activités de loisirs, le type d'école fréquenté par l'enfant et le taux de redoublement, représentant la mesure de l'investissement parental. β_0 représente la constante des équations, R_{ft} la variable explicative d'intérêt principale (*Revenu*), D_i la seconde variable explicative d'intérêt (*Dotations relatives intra ménage*), $(D_i * R_{ft})$ la variable d'interaction entre le revenu et les dotations relatives des enfants au sein de leur fratrie, ε_{ift} le terme d'erreur qui capture tous les facteurs non observés affectant l'investissement parental et les coefficients β représentent les effets marginaux estimés des variables d'intérêts sur l'investissement parental. Il est pertinent d'introduire une interaction entre les dotations et le revenu parental, soit la variable $(D_i * R_{ft})$, afin de capturer la nature conditionnelle de leur influence sur l'investissement parental. En d'autres mots, cette interaction permet de tester le lien entre revenu et dotations relatives intra ménage.

Dans ce modèle économétrique, chaque observation est indexée par trois dimensions. L'indice i désigne l'individu, ici les enfants faisant l'objet de l'étude, ce qui permet de suivre leur évolution individuelle dans le temps. L'indice f représente le ménage auquel appartient chaque enfant, reflétant ainsi les caractéristiques communes aux membres du même foyer. Cette prise en compte est essentielle, car les investissements peuvent être fortement influencés par le contexte familial partagé. Enfin, l'indice t correspond à la période temporelle d'observation, avec trois vagues d'enquête réalisées en 2002, 2005 et 2009. Cette dimension temporelle permet d'exploiter la variation longitudinale des données pour capturer les évolutions des comportements d'investissement parental au fil du temps.

L'inclusion des effets fixes individuels (μ_i), des effets fixes de ménages (α_f) et des effets fixes temporels (λ_t) garantit la prise en compte des facteurs inobservables spécifiques à chaque niveau, tout en isolant l'effet des variables explicatives sur les investissements parentaux. Cette approche méthodologique renforce la robustesse des

résultats en contrôlant les biais liés aux caractéristiques non observées constantes dans le temps, au sein des ménages ou par individu.

Il est pertinent d'ajouter des variables de contrôle pour s'assurer d'avoir le moins de biais possibles dans l'estimation des coefficients d'intérêt (β). Cela permet de réduire le biais de variables omises et d'isoler l'effet propre du revenu et des dotations. Dans l'équation, X_{ift} représente le vecteur de variables de contrôle et γ représente le vecteur des coefficients associés aux variables de contrôle. Le vecteur de variables de contrôle contient les variables suivantes, qui pourraient affecter l'investissement parental: l'âge des enfants, leur sexe, s'ils parlent une langue indigène, s'ils parlent espagnol, leur dotation relative aux autres enfants de la base de données, le niveau de dette de leurs parents et le niveau d'épargne de leurs parents. Cette spécification permet d'estimer le lien entre D_i , R_{ft} et $(D_i * R_{ft})$ sur I_{ift} en tenant compte de l'hétérogénéité observable capturée dans X_{ift} , renforçant ainsi l'interprétation causale dans un cadre où l'on suppose que toutes les variables confondantes pertinentes sont observées et incluses dans X_{ift} . Une variable dichotomique indicatrice de 1 ou 0 a été construite pour les variables contenant des valeurs manquantes. La moyenne des valeurs des variables en question a été attribuée aux valeurs manquantes et on inclut un effet fixe égal à 1 à l'aide de variables dichotomiques dans les régressions pour les variables comportant des valeurs manquantes. Cela permet de préserver les observations avec des données manquantes, tout en capturant l'effet du fait qu'une donnée soit manquante grâce à la « *dummy* » qui capte cet effet spécifique.

Bien que les régressions linéaires simples permettent d'examiner les relations entre variables, elles restent susceptibles de souffrir de biais d'endogénéité dus à la présence de variables omises, de facteurs non observables ou d'effets confondants. En effet, certains déterminants non mesurés et constants dans le temps, ou des tendances temporelles spécifiques, peuvent influencer simultanément la variable dépendante et les variables explicatives, faussant ainsi l'estimation des coefficients. Pour atténuer ces biais, la méthode en double différence constitue une approche plus robuste. Cette méthode exploite la variation temporelle entre un groupe traité et un groupe contrôle avant et après un événement ou une intervention, permettant ainsi d'éliminer les effets fixes inobservables

constants dans le temps. En comparant les évolutions relatives entre les groupes, la double différence isolera plus efficacement l'impact des variables d'intérêt, en réduisant le risque de confusion liés aux facteurs non observés et aux tendances communes à tous les groupes.

5.2 Double différence

5.2.1 Modèle 2 : Double différence (DID)

L'ouverture des succursales de *Banco Azteca* constitue un choc exogène à l'environnement des ménages, qui affecte leur accès au crédit, sans être directement liée à leurs caractéristiques économiques ou éducatives. En utilisant une approche en double différence (*Difference-in-Differences* ou *DID*), on peut isoler l'effet causal du traitement sur les investissements parentaux, en contournant l'endogénéité entre revenu et comportements d'investissement. L'équation utilisée pour ce modèle est la suivante :

$$I_{ift} = \beta_0 + \beta_1 \text{Après}_{ift} + \beta_2 \text{Traitement}_{ift} + \beta_3 (\text{Après}_{ift} * \text{Traitement}_{ift}) + X'_{ift} \gamma + \mu_i + \alpha_f + \lambda_t + \varepsilon_{ift} \quad (4)$$

Le paramètre d'intérêt à estimer dans le modèle DID est β_3 , soit le coefficient d'interaction entre la variable Après_{ift} et Traitement_{ift} , représentant l'effet sur les variables dépendantes étudiées après l'ouverture des succursales. La variable Après_{ift} prend la valeur 1 si on se situe après l'évènement, donc pour les vagues d'enquête de 2005-2006 et 2009-2012. La variable Traitement_{ift} prend la valeur de 1 si la municipalité possède une succursale de *Banco Azteca*. Les variables de contrôle ainsi que les effets fixes utilisés sont les mêmes que pour les régressions linéaires.

Cette méthode repose sur la comparaison des variations dans le temps de la variable d'intérêt entre un groupe exposé à l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* (groupe traité) et un groupe non exposé (groupe de contrôle). Plus précisément, la première différence consiste à mesurer l'évolution de la variable d'intérêt dans le temps, avant et

après l'intervention, pour chaque groupe. La seconde différence calcule l'écart entre les évolutions des deux groupes afin d'isoler l'effet propre du traitement, en éliminant les différences initiales entre groupes ainsi que les tendances temporelles communes.

Le cadre du modèle suppose que, sans l'ouverture des banques, les tendances dans les variables dépendantes utilisées (dépenses scolaires, fréquentation scolaire, taux de vaccination, participation à des activités de loisirs, fréquentation d'une école privée et taux de redoublement) auraient été parallèles entre les deux groupes, quel que soit leur revenu ou leurs dotations initiales. Sous cette hypothèse de tendances parallèles, le coefficient associé à l'interaction entre les variables indicatrices de période et de traitement fournit une estimation non biaisée de l'effet de traitement moyen (*Average Treatment Effect* ou *ATE*).

5.2.2 Modèle 3 : Double différence avec interaction entre traitement et dotations

En plus de comparer les groupes traités et contrôles dans le temps, on examine comment cet effet varie selon les dotations initiales des enfants. Cela permet de mieux isoler l'impact du traitement en tenant compte de l'hétérogénéité des effets selon les capacités des enfants et venir tester les hypothèses de renforcement et de compensation mises de l'avant dans la revue de littérature.

Le paramètre d'intérêt dans ce modèle en triple différence (*Difference-in-Differences-in-Differences* ou *DDD*) est le coefficient de l'interaction triple entre la temporalité (variable $Après_{ift}$), le traitement (variable $Traitement_{ift}$) et les dotations initiales de l'enfant observé relative à sa fratrie (variable D_i). Ce coefficient permet d'estimer l'ATE conditionnel aux dotations relatives entre fratrie. En d'autres termes, cela permet de répondre à la question : *L'effet du traitement varie-t-il selon les dotations initiales de l'enfant comparativement à ceux de sa fratrie?* Cela va nous permettre de tenter d'évaluer si des comportements de compensation ou de renforcement ont lieu. L'équation utilisée pour ce modèle est la suivante :

$$I_{ift} = \beta_0 + \beta_1 \text{Après}_{ift} + \beta_2 \text{Traitement}_{ift} + \beta_3 (\text{Après}_{ift} * \text{Traitement}_{ift}) + \beta_4 D_i + \beta_5 (\text{Après}_{ift} * D_i) + \beta_6 (\text{Traitement}_{ift} * D_i) + \beta_7 (\text{Après}_{ift} * \text{Traitement}_{ift} * D_i) + X'_{ift} \gamma + \mu_i + \alpha_f + \lambda_t + \varepsilon_{ift} \quad (8)$$

Dans cette formule, le coefficient d'intérêt principal est β_7 , qui représente l'effet marginal du traitement conditionnel aux dotations initiales des enfants relatives aux autres enfants du ménage. Ce coefficient permet de mesurer comment l'effet de l'ouverture des banques sur les investissements parentaux diffère selon les capacités cognitives des enfants comparativement à celles de leur fratrie. Ce modèle introduit une troisième dimension de variation afin de raffiner l'identification de l'effet causal et tester si l'effet du traitement diffère selon une caractéristique préexistante. Bien que la troisième dimension d'un modèle en triple différence soit généralement analysée à l'aide d'une variable binaire, cela peut également s'effectuer à l'aide d'une variable continue comme les dotations relatives des enfants.

5.2.3 Validité et limites du modèle DID

L'estimation d'un effet causal à l'aide d'un modèle DID repose sur un ensemble d'hypothèses fondamentales. L'hypothèse la plus cruciale pour valider les estimations de modèles en double différence est celle des tendances parallèles. Elle stipule qu'en l'absence de traitement, les trajectoires des groupes contrôle et traitement aurait évolué de manière parallèle dans le temps. Si ces tendances ne sont pas parallèles, la différence estimée peut donc refléter d'autres facteurs qui ne sont pas issus du traitement. Elle permet d'isoler l'effet causal de l'accès au crédit supplémentaire sur les investissements parentaux en contrôlant pour les biais potentiels liés aux différences de caractéristiques ou contexte socioéconomique des groupes traités et des groupes contrôle.

Pour tester l'hypothèse des tendances parallèles, on visualise généralement l'évolution temporelle des données à l'aide d'un graphique. Une limite importante de l'analyse réside dans l'impossibilité de tester empiriquement la condition de tendances parallèles, puisque la base de données utilisée, soit celle de l'enquête longitudinale nationale MXFLS, ne

contient qu'une seule période prétraitement (2002)². L'absence de points de données supplémentaires en amont du traitement empêche donc toute vérification directe des trajectoires antérieures. Pour pallier cette limitation, nous nous appuyons sur les travaux de Bruhn et Love (2011 et 2014), qui étudient le même traitement et confirment empiriquement la validité des tendances parallèles sur des indicateurs agrégés à l'aide de l'Enquête nationale sur l'emploi (*Encuesta Nacional de Empleo* ou ENE). Bien que le contexte temporel et géographique soit similaire, cette extrapolation comporte certaines limites, notamment en raison des différences entre les unités d'analyse, des variables observées et des structures d'enquête. Il convient donc de reconnaître que l'hypothèse des tendances parallèles reste ici plausible mais non directement vérifiable, ce qui constitue une réserve méthodologique quant à l'interprétation causale des effets estimés. De plus, tout comme les auteurs des études décrites, les régressions de cette étude ont été effectuées avec des contrôles et des effets fixes de temps, de ménages et d'individus, regroupé en fonction des municipalités, pour vérifier si les effets estimés disparaissent une fois que nous contrôlons pour les tendances temporelles dans les régressions. Il est important de noter que bien que l'utilisation des études de Bruhn et Love comme approximatif pour l'hypothèse des tendances parallèles est imparfaite, elle permet toutefois d'amener une crédibilité à cette analyse. Il est également pertinent de tenter de mieux comprendre les raisons pour lesquelles cette hypothèse pourrait ne pas tenir dans notre contexte. Dans le contexte mexicain, des chocs économiques locaux ou nationaux non observés, comme les variations de l'emploi informel, les migrations internes ou les programmes sociaux peuvent avoir affectés différemment les groupes traités et de contrôle selon leur localisation ou leur profil socioéconomique. Pour limiter ces biais, une restriction à des observations sans migration, c'est-à-dire sans changement de municipalité au fil des vagues, a été effectuée. De plus, des variables de contrôle reflétant les conditions économiques et sociales ont été intégrées.

Ensuite, l'hypothèse de stabilité de la composition des groupes, exigeant que l'appartenance aux groupes (traitement ou contrôle) ne change pas de manière endogène

² L'enquête longitudinal MXFLS ne possède qu'une seule vague pré-traitement (MXFLS 2002). Avec une seule période pré-traitement, il est donc impossible de tracer une tendance, car nous ne pouvons visualiser le changement au cours du temps avec un seul point de visualisation. Il est donc nécessaire de s'appuyer sur des justifications théoriques et effectuer des analyses de robustesse pour renforcer la crédibilité de l'identification causale.

après le traitement, et qu'il n'y ait pas d'effet de débordement (*Spillover effect*), doit être satisfaite. Cela veut dire que des personnes du groupe contrôle ne devraient pas être conscientes de l'intervention et modifier leur comportement en conséquence, comme commencer à fréquenter des succursales de *Banco Azteca* avant ou pendant la période d'étude. Dans le contexte de cette étude, cette hypothèse est raisonnablement plausible pour diverses raisons. D'abord, le traitement correspond à l'ouverture physique de succursales, qui est une intervention localisée et géographiquement délimitée, ciblant majoritairement les familles qui fréquentaient les succursales de *Grupo Elektra*. Il est donc peu probable que les ménages situés dans des zones non desservies modifient leurs comportements d'investissement parental simplement parce qu'une succursale s'est ouverte dans une autre région. De plus, l'enquête MXFLS permet une désagrégation par municipalité suffisamment fine pour distinguer clairement les ménages exposés au traitement de ceux qui ne le sont pas, limitant ainsi les risques de mauvaise classification. Les observations gardées dans l'analyse sont celle où la municipalité demeure la même pour les trois vagues, afin que la migration ne change pas et que l'effet post traitement ne soit pas issu d'un facteur affectant la nouvelle municipalité de résidence. Des pondérations ont également été utilisés pour tenir compte de l'attrition de l'enquête qui pourrait fausser les estimations.

Également, l'hypothèse d'absence d'anticipation du traitement, qui postule que les entités ne modifient pas leur comportement avant le traitement et que l'effet du traitement est supposé uniforme parmi les unités traitées, doit être respectée. Dans notre cas, cela veut dire que l'implantation de succursales *Banco Azteca* ne doit pas être ciblée vers des zones où la croissance des investissements parentaux était déjà attendue. Puisque les *Banco Azteca* ont ouverts dans chaque *Grupo Elektra* préalablement établie (voir Figure 2 pour les localisations), l'assignation est considérée comme aléatoire entre groupe traité et groupe contrôle. La plausibilité de cette hypothèse se défend en soulignant que l'expansion des banques s'est appuyée sur des considérations logistiques et commerciales (présence d'un *Grupo Elektra*) plutôt que sur les besoins spécifiques des populations locales.

Le dernière hypothèse est celle de l'absence de politiques ou événements confondants. Elle stipule qu'aucun choc externe ne doit impacter de manière distincte les deux groupes

à la même période. Si un événement externe affecte surtout le groupe traité ou le groupe contrôle, l'effet estimé risque d'être biaisé. Cette hypothèse permet d'assurer que l'effet mesuré ne découle pas d'une autre politique, comme des accès supplémentaires au crédit ou des augmentations de transferts gouvernementaux, appliqué simultanément, mais plutôt du traitement étudié dans l'analyse. Aucun événement du genre n'a été mis de l'avant dans les recherches au Mexique autour de cette période. De plus, l'analyse inclue des variables de contrôle et d'effets fixes pour tenter de limiter ces biais potentiels.

6 Résultats et discussions

6.1 Lien entre revenu et dotations sur les investissements parentaux

À l'aide de régressions linéaires simples, les liens entre les investissements parentaux et le revenu des ménages, les capacités cognitives et physiques des enfants relativement à leur fratrie, ainsi que leur interaction ont été estimés. La variable *poids*, qui permet de pondérer les régressions pour tenir compte de l'attrition présente dans l'enquête, ajuste l'analyse pour représenter la population cible. La variable de revenu est présentée log-linéaire. Cela permet de faciliter l'interprétation des coefficients en termes de pourcentage, ce qui est souvent plus intuitif. Ce modèle log-linéaire aide aussi à stabiliser la variance des données asymétriques plus extrêmes présentes au sein de la variable des revenus, améliorant ainsi la qualité des estimations économétriques.

Le Tableau 4 illustre le lien entre les revenus, les dotations initiales relatives à la fratrie ainsi que l'interaction des deux variables, sur les différentes variables dépendantes représentant l'investissement des parents. On y retrouve les coefficients, les écart-types regroupés par municipalité, les moyennes, le nombre d'observations et le R-carré des différentes variables dépendantes analysées. L'ajout de l'interaction entre dotations et revenu permet de tester empiriquement si le lien entre revenu et investissement parental varie selon les dotations, ce qui renforce la robustesse et la richesse interprétative des résultats.

Les coefficients associés au logarithme du revenu ne sont généralement pas significatifs, sauf pour la vaccination et les activités de loisirs. Les coefficients de 0,0041 pour le taux de vaccination et de 0,0013 pour la participation aux activités de loisirs, et significatifs au seuil de 5%, indiquent qu'une augmentation d'un pourcent du revenu augmente la probabilité d'être vacciné de 0,8% comparativement à la moyenne et augmente la probabilité de participer à une activité de loisirs de 0,1% comparativement à la moyenne. On parle donc ici d'effets très marginaux. Les dotations initiales relatives à la fratrie n'ont pas d'effet direct statistiquement significatif sur les différentes mesures d'investissement parental, ce qui suggère que leur influence dépend davantage du contexte économique du ménage.

L'interaction entre le revenu et les dotations ne présente aucuns effets significatifs, suggérant que cette interaction n'a pas d'effet important quant aux investissements parentaux. Une différence de revenu au sein d'un ménage n'aurait donc pas d'effet significatif pour les enfants mieux dotés.

Il est important de distinguer le R-carré ajusté et le R-carré « within » dans ce modèle à effets fixes. Le R-carré ajusté capture la proportion de la variance totale expliquée par l'ensemble du modèle, y compris les effets fixes. Il est très élevé pour certains types d'investissement, atteignant par exemple 64% pour le type d'école, mais assez bas pour d'autres, atteignant seulement 2% pour les activités de loisirs. Le R-carré « within » mesure uniquement la variation expliquée au sein des unités observées au fil du temps, c'est-à-dire les changements intra-individuelles ou intra-ménages. Ces valeurs sont donc beaucoup plus faibles, oscillant entre 0,44% et 5,69% selon la variable. Ces faibles valeurs indiquent donc que, malgré les effets fixes, une part importante de la variation intra-individuelle reste inexpliquée, suggérant la présence de facteurs non observés ou dynamiques complexes dans l'allocation des ressources parentales.

Ces résultats semblent souligner un processus plutôt hétérogène en ce qui a trait à l'allocation parentale des ressources, où les tendances d'investissement semblent légèrement modulées par le revenu, mais pas vraiment pas les dotations des enfants ou bien l'interaction entre revenu et dotations, traduisant une interaction plus complexe entre ressources économiques et caractéristiques individuelles des enfants dans les décisions d'investissement.

Tableau 4: Résultats des régressions du modèle linéaire simple avec variables de contrôle et effets fixes

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Log (Revenu)	-77,30 (76,36)	0,0006 (0,0004)	0,0041** (0,0020)	0,0013** (0,0005)	-0,0004 (0,0005)	0,0003 (0,0013)
Dotations	-1,80 (93,61)	0,0022 (0,0050)	0,0011 (0,0151)	-0,0054 (0,0071)	0,0074 (0,0051)	-0,0068 (0,0105)
Log (Revenu) x Dotations	-52,61 (33,77)	0,0001 (0,0005)	-0,0001 (0,0016)	0,0001 (0,0003)	0,0008 (0,0005)	-0,0004 (0,0010)
Constante	770,68 (653,28)	1,02*** (0,02)	0,31*** (0,07)	0,97*** (0,02)	0,06*** (0,02)	-0,14*** (0,03)
Moyenne	1598,40	0,97	0,54	0,98	0,06	0,14
Observations	12 015	12 015	12 015	12 015	12 015	12 015
R-carré ajusté	0,3049	0,1589	0,3311	0,0213	0,6425	0,2194
R-carré <i>within</i>	0,0044	0,0569	0,0104	0,0053	0,0056	0,0278

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Le tableau illustre les résultats des régressions linéaires simples de l'effet du revenu, des dotations initiales des enfants relatives à la fratrie et de l'interaction de ces deux variables sur les différents investissements parentaux retenus avec l'ajout d'une variable de contrôles englobant plusieurs caractéristiques observables, soit l'âge des enfants, leur sexe, s'ils parlent espagnol, s'ils parlent une langue indigène, leurs dotations relatives aux autres enfants observés, l'état civil de leurs gardiens, le niveau de dette de leurs gardiens et leur niveau d'épargne. Les effets fixes ajoutées comportent des effets fixes d'individus, provenant de la variable *ls* (indicateur individuel), des effets fixes de ménages, provenant de la variable *folio* (indicateur de ménage) et des effets fixes de temps, provenant de la variable *year*. Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.

6.2 Lien entre assouplissement de la contrainte budgétaire et investissements parentaux

À l'aide du modèle en double différence, nous pouvons analyser l'effet du traitement sur les différentes variables représentant les investissements parentaux. Ce traitement représente un assouplissement de la contrainte budgétaire en améliorant l'accès au crédit, ce qui nous aidera à déterminer si cette contrainte budgétaire a un effet important sur la manière dont les parents allouent leurs ressources envers leurs enfants. On compare ici les individus issus de municipalités où des succursales de *Banco Azteca* ont ouvertes au cours

de l'année 2002 (groupe traité) et ceux issus de municipalités où aucune succursales n'ont ouvert (groupe contrôle), avant et après l'évènement. Cette analyse permettra de réduire l'influence de facteurs non observés qui pourraient potentiellement biaiser les résultats, comme des chocs conjoncturels communs. Un exemple classique de choc conjoncturel serait une crise économique nationale qui impacterait simultanément à la fois le groupe traité et le groupe contrôle, par exemple une récession qui réduit globalement le revenu des ménages dans tout le pays. Ce type de choc peut influencer les comportements d'investissement parental indépendamment du traitement étudié. Le paramètre d'intérêt de cette régression est le coefficient d'interaction entre les variables *Après*, indiquant la période après l'ouverture des succursales (vagues de 2005-2006 et 2009-2012), et *Traitement*, indiquant si la municipalité a connu une ouverture de succursales. Ce coefficient représente ici l'impact net de l'ouverture des succursales sur les différents investissements parentaux qui nous intéressent, après avoir contrôlé pour des effets de temps et des caractéristiques spécifiques d'individus et de ménages de la base de données.

Les estimations du modèle en double différence issues du Tableau 5 montrent que le coefficient d'interaction « *Après x Traitement* » n'est statistiquement significatif pour aucune des dimensions étudiées des investissements parentaux. Cela suggère que, dans le contexte de cette étude, l'ouverture des succursales de *Banco Azteca*, et par extension l'assouplissement de la contrainte de liquidité qu'elle implique, n'a pas généré de modification mesurable dans les dépenses scolaires, la fréquentation scolaire, le taux de vaccination, le taux de participation à une activité de loisir, le type d'école fréquenté ou le taux de redoublement des enfants. En revanche, la variable temporelle *Après* met en évidence des tendances communes aux deux groupes, telles qu'une baisse significative de la fréquentation scolaire (1,43% comparativement à la moyenne, $p < 0,05$), des activités de loisirs (1,35% comparativement à la moyenne, $p < 0,05$), du type d'école fréquenté (27,7% comparativement à la moyenne, $p < 0,1$) et du redoublement (35,1% comparativement à la moyenne, $p < 0,01$). Cette même variable démontre une tendance significative d'augmentation du taux de vaccination de 16% comparativement à la moyenne ($p < 0,05$). Dans le contexte mexicain, ces évolutions pourraient refléter des transformations structurelles affectant l'ensemble du pays au cours de la période, comme des changements

dans les politiques éducatives, des programmes publics de santé ou des variations macroéconomiques influençant les comportements des ménages. Ces tendances globales, captées par l'effet temporel, soulignent que l'évolution observée ne peut être attribuée spécifiquement à la présence des succursales de *Banco Azteca*, mais plutôt à des facteurs communs aux municipalités traitées et non traitées.

Tableau 5: Résultats des régressions du modèle en double différence avec variables de contrôle et effets fixes

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Après x Traitement	303,711 (391,849)	0,0066 (0,0132)	0,0537 (0,0419)	0,0043 (0,0069)	0,0037 (0,0133)	0,0153 (0,0207)
Après	145,476 (283,520)	-0,0139** (0,0065)	0,0862** (0,0436)	-0,0132** (0,0064)	-0,0166* (0,0093)	-0,0492*** (0,0170)
Traitement	-155,139 (425,943)	0,0020 (0,0116)	-0,0286 (0,0774)	-0,0106 (0,0086)	-0,0357 (0,0298)	-0,0131 (0,0455)
Constante	580,916 (808,728)	1,03*** (0,018)	0,034*** (0,067)	0,97*** (0,020)	0,08*** (0,020)	-0,09* (0,034)
Moyenne	1598,40	0,97	0,54	0,98	0,06	0,14
Observations	12 015	12 015	12 015	12 015	12 015	12 015
R-carré ajusté	0,3043	0,1589	0,3284	0,0172	0,6416	0,2194
R-carré <i>within</i>	0,0036	0,0655	0,0226	0,0052	0,0057	0,0298

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Le tableau illustre les résultats des régressions de modèle en double différence. Ce tableau illustre l'effet causal de l'ouverture des *Banco Azteca* sur les différents investissements parentaux. Le coefficient d'intérêt principal est celui de « Après x Traitement », qui représente l'effet causal que l'on tente d'estimer. Les variables de contrôle sont issues de la même variable globale de contrôle que pour les modèles de régressions linéaires. Les effets fixes ajoutées sont individuels et de ménages, puisque les effets fixes temporels sont pris en compte à l'aide de la variable *Après*. Les écart-types sont regroupés par municipalité. Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.

Les R-carrés ajustés légèrement plus élevés que dans le Tableau 4 suggèrent qu'au-delà des effets fixes et variables de contrôle déjà inclus, l'estimation en double différence capte mieux la variation expliquée en isolant l'effet net du traitement sur l'évolution des investissements parentaux. Cela reflète que la méthode DID exploite la dynamique temporelle différenciée entre groupes, ce qui permet de mieux tenir compte de

l'hétérogénéité non observée persistante. Toutefois, le coefficient « *Après x Traitement* » reste non significatif, indiquant qu'aucun effet différentiel robuste de l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* n'est détecté.

Il est également possible d'effectuer une analyse d'hétérogénéité, en effectuant une interaction entre notre traitement et les dotations relatives intra ménage, pour tester si l'effet du traitement est conditionné à la fois par le niveau initial de dotations de l'enfant relativement à ceux de sa fratrie et par les ressources économiques de son ménage. Le coefficient de l'interaction triple (*Après x Traitement x Dotations*) est notre coefficient d'intérêt : il indique si l'impact du traitement est amplifié ou atténué selon les dotations initiales des enfants. Le Tableau 6 met en évidence que l'interaction triple est systématiquement non significative pour l'ensemble des variables dépendantes, ce qui indique que les différences de dotations au sein de la fratrie ne modifient pas l'effet du traitement. Plusieurs interprétations sont possibles : soit l'effet différentiel est réellement absent, soit il est trop faible pour être détecté statistiquement avec les données disponibles, ou bien des facteurs non observés viennent atténuer cette relation.

Par ailleurs, la variable *Après* reste statistiquement significative et négative ou positive pour les mêmes variables qu'au Tableau 5, sans différences notables, sauf pour le taux de participation à une activité de loisirs, qui n'est désormais plus significatif. L'interaction « *Traitement x Dotations* » apparaît significative et positive uniquement pour les activités de loisirs, suggérant que les enfants issus de ménages traités et disposant de dotations plus élevées que leur fratrie ont une probabilité de 1,38% supplémentaire à la moyenne de profiter d'activités de loisirs ($p < 0,05$). Cette observation pourrait indiquer un ajustement des investissements parentaux des groupes traités en faveur des loisirs extrascolaires, indépendamment de l'effet temporel.

En revanche, l'interaction « *Après x Traitement* » demeure non significative pour l'ensemble des variables, ce qui signifie que l'impact global de l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* ne semble pas avoir d'effet immédiat observable, même lorsque l'on test pour l'hétérogénéité des dotations.

Tableau 6: Résultats des régressions du modèle en double différence avec ajout de contrôles et d'effets fixes et interaction avec la variable des dotations relatives

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Après x Traitement	282,08 (392,13)	0,0068 (0,0132)	0,0525 (0,0421)	0,0053 (0,0070)	0,0040 (0,0136)	0,0129 (0,0207)
Après	108,26 (158,51)	-0,0171** (0,0061)	0,0744* (0,0419)	-0,0095 (0,0066)	-0,0195** (0,0097)	-0,0492*** (0,0171)
Traitement	-151,26 (418,23)	0,0008 (0,0119)	-0,0267 (0,0774)	-0,0130 (0,0085)	-0,0352 (0,0290)	-0,0099 (0,0455)
Après x Traitement x Dotations	839,49 (1 011,50)	0,0063 (0,0126)	0,0117 (0,0300)	-0,0107 (0,0082)	-0,0041 (0,0118)	0,0430 (0,0282)
Après x Dotations	-54,24 (127,07)	0,0096 (0,0103)	0,0128 (0,0196)	0,0053 (0,0049)	-0,0006 (0,0051)	-0,0151 (0,0207)
Traitement x Dotations	-256,96 (187,11)	0,0040 (0,0081)	-0,0142 (0,0258)	0,0135** (0,0065)	0,0057 (0,0096)	-0,0334 (0,0239)
Dotations	-236,62 (294,87)	-0,0107 (0,0074)	0,0131 (0,0178)	-0,0160 (0,0105)	0,0057 (0,0050)	0,0113 (0,0160)
Constante	482,77 (597,64)	1,03*** (0,016)	0,032*** (0,066)	0,98*** (0,022)	0,08*** (0,019)	-0,09*** (0,035)
Moyenne	1598,40	0,97	0,54	0,98	0,06	0,14
Observations	12 015	12 015	12 015	12 015	12 015	12 015
R-carré ajusté	0,3043	0,1599	0,3290	0,0194	0,6420	0,2197
R-carré <i>within</i>	0,0040	0,0671	0,0239	0,0078	0,0071	0,0305

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Le tableau illustre les résultats des régressions de modèle en triple différence. Ce tableau illustre l'effet causal de l'ouverture des *Banco Azteca* sur les différents investissements parentaux. Le coefficient d'intérêt principal est celui de « Après x Traitement x Dotations », qui représente l'effet causal que l'on tente d'estimer. Les variables de contrôle sont issues de la même variable globale de contrôle que pour les modèles de régressions linéaires. Les effets fixes ajoutées sont individuels et de ménages, puisque les effets fixes temporels sont pris en compte à l'aide de la variable *Après*. Les écart-types sont regroupés par municipalité. Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.

En résumé, le modèle ne révèle pas d'effet causal différencié significatif du traitement selon les dotations relatives des enfants envers leur fratrie sur les investissements parentaux étudiés, hormis une relation partielle sur les activités de loisirs. Ces résultats suggèrent que les effets de cette intervention bancaire sont limités ou complexes, et que d'autres déterminants, non pris en compte ici, jouent un rôle important. Ils incitent également à considérer d'autres dimensions d'analyse ou à approfondir l'étude avec des données plus riches pour mieux comprendre les mécanismes en jeu.

6.3 Robustesse des résultats de l'analyse en double différence

Afin d'augmenter la robustesse des résultats de l'analyse d'hétérogénéité, il est pertinent de mener une analyse différenciée selon le niveau de revenu. L'ouverture des *Banco Azteca*, représentant une forme de relâchement des contraintes de liquidité, peut avoir un effet varié sur les ménages. En effet, l'impact de cet accès élargi au crédit peut varier selon les ressources économiques initiales des familles. Les ménages à faible revenu, souvent plus contraints financièrement, sont susceptibles de réagir plus fortement à cette nouvelle possibilité d'emprunt, en réallouant leurs ressources. À l'inverse, les ménages plus aisés peuvent déjà avoir un accès au crédit formel ou des marges budgétaires suffisantes, ce qui pourrait atténuer l'effet marginal de l'arrivée des banques. En segmentant l'échantillon selon le 75^e percentile, il est possible de capturer cette hétérogénéité de réponse et de tester la présence d'effets non linéaires. Cette approche permet également d'analyser si l'interaction entre les dotations initiales des enfants relatives à leur fratrie et l'accès au crédit varie selon le niveau socioéconomique des familles. Ainsi, l'analyse en sous-groupes renforce la validité externe et la précision des conclusions sur les mécanismes par lesquels le crédit influence les choix d'investissement parental.

Le Tableau B1, présent dans l'annexe, présente l'effet du traitement, interagi avec la variable des dotations relatives des enfants, pour des familles avec un revenu faible en 2002 (en bas du 75^e percentile). Cette approche permet d'estimer l'effet spécifiquement sur les familles avec des revenus de 11 000 pesos et moins (valeur du 75^e percentile) avant le

traitement, donc avant leur accès à un revenu supplémentaire via une amélioration de l'accès au crédit. On utilise le 75^e percentile, car la médiane est égale à 0, ce qui souligne une partie importante des observations issue de ménages sans revenu et reflète une distribution fortement asymétrique. Les résultats présentent plusieurs similitudes avec ceux du Tableau 6, mais révèlent aussi certaines différences liées à la restriction de l'échantillon aux ménages à revenu plus faible. Dans les deux tableaux, le coefficient principal d'intérêt « *Après x Traitement x Dotations* » demeure non significatif pour la plupart des investissements parentaux, à l'exception notable des activités de loisirs dans le Tableau B1, où le coefficient (0,0212) est positif et significatif au seuil de 5%. Cela suggère que, pour les ménages modestes, l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* pourrait avoir stimulé certaines dépenses non essentielles. Une augmentation de 2% comparativement à la moyenne est observée pour la probabilité que l'enfant avec de meilleures dotations relatives à sa fratrie participe à des activités de loisirs. La variable « *Après* » est statistiquement significative et de magnitude similaire pour les mêmes variables que celles du Tableau 6, soit le type d'école et le redoublement, mais ne l'est plus pour les variables de fréquentation scolaire et de vaccination. Enfin, les autres coefficients d'interaction simple ou double restent généralement faibles et non significatifs dans les deux tableaux, ce qui souligne l'absence d'effets différenciés clairs liés aux dotations ou au traitement seul. Ces divergences mettent en évidence une possible sensibilité plus marquée pour les investissements en activité de loisirs parmi les ménages à revenu plus faible.

Le Tableau B2, portant sur les ménages à revenu élevé, révèle des coefficients significatifs absents dans le Tableau 6. Contrairement à l'échantillon complet, le coefficient « *Après x Traitement* » est positif et significatif pour les dépenses scolaires (1 228 MXN, $p < 0,10$) et pour les activités de loisirs (0,0636, $p < 0,05$), ce qui suggère que l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* a pu stimuler ces investissements. Le coefficient d'intérêt principal de l'interaction triple « *Après x Traitement x Dotations* » est négatif et significatif pour les dépenses scolaires, indiquant que parmi les ménages aisés, les enfants mieux dotés initialement tendent à avoir une réduction des dépenses éducatives de 609 MXN comparativement à leurs frères et sœurs moins dotés, ce qui vient refléter une logique de compensation. Par ailleurs, l'interaction « *Après x Dotations* » est positive et significative

pour les dépenses scolaires (297 MXN) et pour la participation à des activités de loisirs (0,0147), mais négative pour le taux de redoublement (-0,0633), ce qui semblent affirmer que des dotations plus élevées tendent à réduire la probabilité de redoublement, tout en augmentant les dépenses scolaires et le taux de participation à des activités de loisirs, indépendamment du traitement. Enfin, les dotations seules ont un coefficient négatif et significatif pour les dépenses scolaires et la participation à des activités de loisirs, mais positif pour le redoublement, semblant encore une fois refléter certains comportements compensatoires. Ces résultats différenciés par revenu peuvent s'expliquer par une plus grande capacité des ménages aisés à ajuster leurs investissements en réponse à l'accès au crédit et aux dotations relatives des enfants au sein du ménage, contrairement aux ménages plus modestes dont les comportements sont plus contraints.

Cette démarche de validation par sous-échantillons de revenu renforce la robustesse de l'analyse principale. Elle démontre que les résultats agrégés peuvent masquer des dynamiques internes, et permet de confirmer que l'interaction significative détectée dans le modèle global n'est pas dû à un seul groupe de revenu, mais plutôt à la variation intergroupe. En ce sens, l'analyse différenciée par niveau de revenu contribue à tester l'hypothèse que les arbitrages parentaux liés aux capacités initiales dépendent des contraintes économiques, une dimension essentielle dans l'évaluation des politiques de crédit comme levier de réduction des inégalités intergénérationnelles.

Une seconde analyse peut être effectuée pour approfondir l'évaluation de l'ouverture des banques sur les investissements parentaux. Une différenciation selon les dotations relatives des parents permet de comparer les comportements d'investissement des ménages à dotations parentales élevées versus faibles. Cette analyse est pertinente, car les parents pourraient être plus ou moins sensibles à un assouplissement des contraintes de liquidité en fonction de leurs propres capacités cognitives. Par exemple, les parents mieux dotés initialement pourraient être en mesure de tirer davantage parti du crédit disponible pour investir dans leurs enfants, tandis que les parents moins dotés pourraient faire face à des barrières additionnelles, entre autres des connaissances financières limitées, de moindres attentes éducatives pour leurs enfants, etc. Cela pourrait donc potentiellement atténuer l'impact du traitement.

Dans le Tableau 6, le coefficient d'intérêt principal « Après x Traitement x Dotations » est positif mais non significatif pour les différentes variables d'investissement parental, suggérant une faible modulation par les dotations dans l'échantillon global. En revanche, l'analyse par sous-groupes nuance ce constat. Dans le Tableau B3 (dotations parentales faibles), le coefficient triple reste non significatif pour toutes les variables, confirmant l'absence d'effet différencié marqué dans ce groupe. En revanche, le Tableau B4 (dotations parentales élevées) montre plusieurs effets significatifs pour ce coefficient : pour les dépenses scolaires, le coefficient est positif et significatif au seuil de 10%, indiquant que l'ouverture des succursales tend à amplifier les investissements éducatifs de 668 MXN pour les enfants mieux dotés comparativement à leur fratrie, indiquant un comportement de renforcement. À l'inverse, pour la vaccination, le coefficient est négatif (-0,1895, $p < 0,1$), indiquant que les enfants mieux dotés tendent à avoir une probabilité de 34% moins importante que leur fratrie à être vacciné, ce qui laisse entrevoir une réallocation des ressources vers d'autres domaines au détriment de la santé préventive, ou encore un comportement de compensation. Dans le Tableau B4, la variable « Après x Dotations » a des coefficients positifs et significatifs pour la fréquentation scolaire (0,0426, $p < 0,1$) et les vaccins (0,01393, $p < 0,1$), traduisant une amélioration pour les enfants mieux dotés après la période d'ouverture des succursales, indépendamment du traitement. Le coefficient « Traitement x Dotations » est également significatif et positif pour la vaccination (0,1592, $p < 0,1$) et négatif pour le redoublement (-0,0805, $p < 0,05$), suggérant que le traitement réduit le redoublement chez les enfants mieux dotés tout en renforçant certaines inégalités dans la santé préventive comparativement aux membres de leur fratrie moins bien dotés. Dans le groupe à dotations faibles (Tableau B3), on observe plutôt un comportement de compensation : le coefficient « Dotations » est négatif et significatif au seuil de 10%, suggérant que les enfants mieux dotés reçoivent 62 MXN de moins en dépenses éducatives que leurs frères et sœurs, probablement pour rééquilibrer les opportunités. De plus, les activités de loisirs affichent un effet positif après le traitement (augmentation de 13,5% comparativement à la moyenne, $p < 0,1$), un effet absent dans le groupe à dotations élevées, ce qui semble suggérer que les ménages moins dotés privilégient davantage le loisir comme forme d'investissement non académique. Enfin, la meilleure adéquation des modèles dans les sous-groupes, attestée par des R-carrés ajustés nettement supérieurs, traduit une

homogénéité accrue des comportements dans les segments analysés, permettant une meilleure identification des tendances.

L'approche par sous-groupes menée dans les tableaux B3 et B4 permet précisément de capter cette hétérogénéité, en montrant que les comportements parentaux en réponse à une variation d'accès au crédit ne sont pas uniformes, mais en partie modulés par les ressources cognitives des parents. Cette différenciation analytique s'avère donc pertinente pour saisir les mécanismes par lesquels le revenu, en interaction avec les dotations initiales, influencent les décisions d'investissement parental dans un contexte d'inégalité d'opportunités éducatives et économiques. Néanmoins, l'effet direct de l'ouverture des succursales de Banco Azteca reste peu robuste dans les deux groupes, suggérant que ce n'est potentiellement pas un facteur très déterminant dans l'explication des différences d'investissements parentaux.

La dernière analyse consiste à utiliser une base de données plus large pour effectuer les régressions. Puisque la variable de dotations initiales des enfants comportait plusieurs valeurs manquantes, plusieurs observations ont été éliminées de la base de données principale pour effectuer des analyses seulement sur les observations ne comportant aucune valeur manquante. Le Tableau B5 reprend le modèle en double différence avec interactions, mais utilise une variable de dotations relatives des enfants complétée par la moyenne intra-ménage pour les valeurs manquantes, augmentant significativement la taille de l'échantillon (19 132 observations contre 12 015 dans le Tableau 6). Cette méthode permet de tester la robustesse des résultats face à la gestion des données manquantes. Le coefficient d'intérêt principal « *Après x Traitement x Dotations* » demeure non significatif pour l'ensemble des variables d'investissement parental. L'effet temporel global de la variable « *Après* » est significatif de magnitude similaire entre ce tableau et le Tableau 6, reflétant une tendance temporelle similaire avec la base élargie. Le taux de vaccination bénéficie d'un effet significatif positif pour la variable « *Après x Traitement* » dans cet échantillon, indiquant qu'après le traitement, le groupe traité a une probabilité supplémentaire de 6,8% d'être vacciné ($p < 0,05$), alors que cet effet n'est pas significatif dans l'échantillon principal de l'étude, suggérant un impact plus clair sur ce type d'investissement en santé publique dans la plus grande base de données. Les coefficients

« *Après x Dotations* » et « *Traitement x Dotations* » montrent des effets négatifs et significatifs sur certaines variables, comme les dépenses scolaires (-333 MXN; $p < 0,05$ et -241 MXN; $p < 0,1$ respectivement), indiquant un lien négatif entre dotations relatives plus élevées et ces investissements, un résultat non significatif dans la base de données principale. En résumé, le Tableau B5 confirme la robustesse générale des conclusions du Tableau 6. L'effet causal de l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* reste non significatif même avec la gestion des valeurs manquantes par imputation, tandis que certaines tendances temporelles s'affirment davantage avec l'échantillon élargi. Cette analyse soutient donc la validité des résultats originaux, tout en offrant une meilleure puissance statistique.

7 Conclusion

Ce mémoire a analysé la manière dont les contraintes budgétaires des ménages interagissent avec les dotations initiales des enfants relativement à leur fratrie pour orienter les décisions d'investissement parental, dans un contexte de relâchement exogène des contraintes budgétaires induit par l'ouverture des succursales de *Banco Azteca* au Mexique. En mobilisant les données longitudinales de l'enquête MXFLS et des méthodes économétriques rigoureuses (régressions à effets fixes et double différence), l'étude a permis d'évaluer si les ressources économiques des ménages, conjuguées aux capacités des enfants relatives entre fratrie, modulent les investissements parentaux en capital humain, mesurés par divers indicateurs éducatifs et de santé, incluant les variables d'investissement suivantes : dépenses scolaires, fréquentation scolaire, vaccination, activités de loisirs, type d'école et redoublement.

Les résultats des régressions linéaires (section 6.1) suggèrent que le revenu des ménages, exprimée en logarithme pour en améliorer l'interprétation et la stabilité statistique, n'exerce généralement pas d'effet significatif sur les investissements pas, à l'exception de la vaccination et des activités de loisirs, pour lesquelles une hausse d'un pourcent du revenu accroît respectivement la probabilité d'être vacciné de 0,8% et de participer à une activité de loisirs de 0,1% par rapport aux moyennes observées. Ces effets, bien que statistiquement non significatifs au seuil de 5%, demeurent de très faible ampleur. Les dotations initiales relatives des enfants au sein de leur fratrie ne présentent pas d'effet direct notable sur les décisions parentales d'investissement, et leur interaction avec le revenu ne révèle aucun effet significatif, suggérant que les différences de ressources économiques ne modifient pas substantiellement l'avantage relatif des enfants mieux dotés. Les faibles valeurs R-carré « *within* », comprises entre 0,44% et 5,69% selon les variables d'investissement, soulignent que la majeure partie de la variation intra-ménage reste inexpliquée, possiblement en raison de facteurs non observés ou de dynamiques familiales complexes. Dans l'ensemble, ces résultats traduisent un processus décisionnel parental marqué par une forte hétérogénéité et une interaction nuancée entre ressources

économiques et investissements parentaux, mais où ni les dotations relatives ni leur interaction avec le revenu ne semble jouer un rôle déterminant.

Les modèles en double différence (section 6.2) montre que le choc d'offre de crédit par le biais de l'ouverture des succursales de *Banco Azteca*, représentant dans cette recherche un assouplissement de la contrainte de liquidité, n'a pas produit d'effet significatif sur les investissements parentaux mesurés. Les tendances observées découlent plutôt d'évolutions communes aux municipalités traitées et non traitées, telles qu'une baisse générale de la fréquentation scolaire et des activités de loisirs et une hausse du taux de vaccination, probablement liées à des changements structurels nationaux. L'analyse d'hétérogénéité (Tableau 6) révèle que l'interaction triple est non significative pour toutes les variables, indiquant que les différences de dotations intrafamiliales ne semblent pas moduler l'effet du traitement, à l'exception d'une association positive entre l'interaction « *Traitement x Dotations* » et la participation à une activité de loisirs. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que l'impact de l'ouverture des succursales est limité ou difficilement détectable, et que d'autres facteurs non observés influencent davantage les décisions d'investissement parental.

L'analyse par sous-groupes de revenu et de dotations parentales, complétée par un test de robustesse avec une base de données élargie (section 6.3), met en évidence que l'ouverture des succursales de Banco Azteca n'a pas d'effet causal significatif global sur les investissements parentaux, mais que certains effets apparaissent selon les différents revenus des ménages ainsi que les différentes dotations parentales. Chez les ménages à faible revenu, seul un impact positif est observé pour la participation aux activités de loisirs des enfants mieux dotés, tandis que chez les ménages plus aisés, on note une hausse des dépenses scolaires et de la participation aux activités de loisirs, accompagnée d'une réduction des dépenses éducatives pour les enfants mieux dotés, traduisant potentiellement un comportement de compensation. La différenciation selon les dotations parentales révèle que les ménages mieux dotés tendent à renforcer les investissements éducatifs, mais parfois au détriment de la santé préventive comme le taux de vaccination, tandis que les ménages moins dotés privilégient davantage la participation à des activités de loisirs, traduisant des arbitrages plus distincts selon les ressources cognitives. L'analyse avec la base élargie

confirme la robustesse des résultats principaux, tout en révélant ponctuellement un effet positif sur la vaccination et des relations négatives entre dotations et dépenses scolaires, suggérant un comportement de compensation. Dans l'ensemble, ces résultats soulignent que les comportements d'investissement parental répondent de manière nuancée aux variations d'accès au crédit, modulées par les caractéristiques économiques et cognitives des ménages, mais que l'effet direct de l'ouverture des succursales reste limité.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus ne valident pas l'hypothèse d'un effet systématiquement différencié du relâchement de contraintes budgétaires sur les investissements parentaux selon les dotations initiales relatives des enfants au sein d'un même ménage. L'absence généralisée d'interactions significatives dans les modèles globaux et en sous-groupes invite à nuancer l'idée que les interventions financières produisent automatiquement des effets de renforcement ou de compensation. Les comportements parentaux semblent influencés par des dimensions non observables telles que les normes sociales, les anticipations éducatives ou l'accès aux services. Ces constats appellent donc à une conception prudente des politiques publiques. Des interventions universelles centrées uniquement sur le crédit risquent d'être inefficaces ou limitées pour induire des changements significatifs dans les comportements d'investissement. De bonnes politiques pourraient combiner soutien économique, accompagnement parental et amélioration de l'accès à l'information, mais uniquement dans des cadres rigoureusement évalués, compte tenu des limites de cette étude.

À la lumière des résultats obtenus, plusieurs pistes de recherche future méritent d'être explorées. D'abord, l'absence d'effets significatifs pour les coefficients d'interaction suggère que des mécanismes plus subtiles ou contextuels pourraient être à l'œuvre, échappant à la simple variation du revenu ou à l'accès au crédit. Des études futures pourraient approfondir le rôle des perceptions parentales des dotations des enfants, une variable rarement observée directement mais essentielle dans les modèles théoriques comme ceux décrites dans la littérature par Becker et Tomes (1976) ou de Behrman (1988). Par ailleurs, il serait pertinent de mieux distinguer les types de dotations (biologiques, physiques, cognitives) afin d'identifier les canaux qui influencent plus fortement les décisions d'investissement parental, à l'instar des travaux d'Adhvaryu et Nyshadham

(2014) ou de Datar et al. (2010). Enfin, les résultats obtenus dans le contexte mexicain ouvrent la voie à des comparaisons internationales, notamment dans des environnements où les filets sociaux ou l'accès aux services varient considérablement. Une telle perspective comparative permettrait d'enrichir les théories existantes en identifiant dans quelles conditions institutionnelles les comportements de compensation ou de renforcement s'imposent, et quels leviers politiques sont les plus efficaces pour atténuer les inégalités.

A Bibliographie

Abufhele, A., Behrman, J. R., & Bravo, D. (2017). Parental preferences and allocations of investments in children's learning and health within families. *Social Science & Medicine*, 194, 76–86. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.10.001>

Adhvaryu, A., & Nyshadham, A. (2014). Endowments at birth and parents' investments in children. *The Economic Journal*, 126(593), 781–820. <https://doi.org/10.1111/ecoj.12186>

Aizer, A., & Cunha, F. (2012). *The production of human capital: Endowments, investments, and fertility* (NBER Working Paper No. 18429). National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w18429/w18429.pdf

Akresh, R., Bagby, E., de Walque, D., & Kazianga, H. (2012). *Child labor, schooling, and child ability*. The World Bank. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/228312122_Child_Labor_Schooling_and_Child_Ability

Almond, D., & Currie, J. (2011). Killing me softly: The fetal origins hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 25(3), 153–172. <https://doi.org/10.1257/jep.25.3.153>

Almond, D., Edlund, L., & Palme, M. (2007). *Chernobyl's subclinical legacy: Prenatal exposure to radioactive fallout and school outcomes in Sweden* (NBER Working Paper No. 13347). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w13347>

Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). *Human capital and the rise and fall of families*. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2), S1–S39. <https://doi.org/10.1086/298118>

Beegle, K., Dehejia, R. H., & Gatti, R. (2006). Child labor and agricultural shocks. *Journal of Development Economics*, 81(1), 80–96.

<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.05.003>

Behrman, J. R., Pollak, R. A., & Taubman, P. (1982). Parental preferences and provision for progeny. *Journal of Political Economy*, 90(1), 52–73.

<https://doi.org/10.1086/261047>

Bernal, R., & Vlaicu, R. (2023). Child labor, rainfall shocks, and financial inclusion: Evidence from rural households. *IDB Working Paper Series No. 1505*. Inter-American Development Bank. <https://doi.org/10.18235/0004792>

Borga, L. G., & Pidkuyko, M. (2018). *Whoever has will be given more: Child endowment and human capital investment*. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/325056139_Whoever_Has_Will_Be_Given_More_Child_Endowment_and_Human_Capital_Investment

Bruhn, M., & Love, I. (2011). Gender differences in the impact of banking services: Evidence from Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(2), 1–21.

<https://www.jstor.org/stable/41486146>

Bruhn, M., & Love, I. (2014). The real impact of improved access to finance: Evidence from Mexico. *The Journal of Finance*, 69(3), 1347–1376.

<https://doi.org/10.1111/jofi.12091>

Creighton, M. J., Goldman, N., Teruel, G., & Rubalcava, L. (2010, mars; révisé en mars 2010). *Migrant Networks and Pathways to Child Obesity in Mexico* (Working Paper PWP-CCPR-2010-002). California Center for Population Research, University of California, Los Angeles.

Cunha, F., & Heckman, J. J. (2007). *The Technology of Skill Formation*. American Economic Review, 97(2), 31–47.

<https://doi.org/10.1257/aer.97.2.31>

Dammert, A. C. (2010). Siblings, child labor, and schooling in Nicaragua and Guatemala. *Journal of Population Economics*, 23(1), 199–224.

<https://doi.org/10.1007/s00148-008-0220-3>

Datar, A., Kilburn, M. R., & Loughran, D. S. (2010). *Endowments and parental investments in infancy and early childhood*. *Demography*, 47(1), 145–162.

<https://doi.org/10.1353/dem.0.0092>

Edmonds, E. (2006). Understanding sibling differences in child labor. *Journal of Population Economics*, 19(4), 795–821. <https://doi.org/10.1007/s00148-005-0021-7>

Garg, A., & Morduch, J. (1998). Sibling rivalry and the gender gap: Evidence from child health outcomes in Ghana. *Journal of Population Economics*, 11(4), 471–493.

Grupo Elektra. (s.d.). *Acerca de nosotros*.

<https://www.grupoelektra.com.mx/es/acerca-de-nosotros>

Guarcello, L., Mealli, F., & Rosati, F. C. (2010). Household vulnerability and child labor: The effect of shocks, credit rationing, and insurance. *Journal of Population Economics*, 23(1), 169–198. <https://doi.org/10.1007/s00148-008-0233-4>

Hao, L., & Yeung, W. J. J. (2015). Parental spending on school-age children: Structural stratification and parental expectation. *Demography*, 52(3), 835–860.

<https://doi.org/10.1007/s13524-015-0393-7>

Heckman, J. J. (2007). The economics, technology, and neuroscience of human capability formation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(33), 13250-13255.

Hsin, A. (2012). *Is biology destiny? Birth weight and differential parental treatment*. *Demography*, 49(4), 1381–1404. <https://doi.org/10.1007/s13524-012-0123-y>

Molina, T. (2017). *Pollution, ability and gender-specific investment responses to shocks* (PACDEV Working Paper). University of California, Riverside.
https://economics.ucr.edu/pacdev/pacdev-papers/pollution_ability_and_gender-specific.pdf

MxFLS-1: Rubalcava, Luis y Teruel, Graciela (2006). “Mexican Family Life Survey, First Wave”, Working Paper, www.ennvih-mxfls.org

MxFLS-2: Rubalcava, Luis y Teruel, Graciela (2008). “Mexican Family Life Survey, Second Wave”, Working Paper, www.ennvih-mxfls.org

MxFLS-3: Rubalcava, Luis y Teruel, Graciela (2010). “Mexican Family Life Survey, Third Wave”, Working Paper, www.ennvih-mxfls.org

Olden, A., & Møen, J. (2022). The triple difference estimator. *Econometrics Journal*, 25(3), 531–553. <https://doi.org/10.1093/ectj/utac010>

Restrepo, B. J. (2016). Parental investment responses to a low-birth-weight outcome: Who compensates and who reinforces? *Journal of Population Economics*, 29(4), 969–989. <https://doi.org/10.1007/s00148-016-0590-3>

Velasquez, A. P. (2014). *The Costs and Benefits of Longitudinal Data: Three Applications from the Mexican Family Life Survey* (Thèse, département d’économie, Duke University). Disponible sur DukeSpace.

Venkataramani, A. S. (2012). Early life exposure to malaria and cognition in adulthood: Evidence from Mexico. *Journal of Health Economics*, 31(5), 767–780.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.06.003>

B Annexe

Tableau B1 : Résultats des régressions de modèle en double différence et interaction avec la variance de dotations relatives conditionnellement à un revenu faible

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Après x Traitement	150,44 (719,80)	0,0149 (0,0245)	0,0742 (0,0465)	-0,0182** (0,0077)	0,0053 (0,0143)	-0,0346 (0,0278)
Après	580,21 (401,08)	-0,0086 (0,0123)	0,0489 (0,0423)	0,0127 (0,0080)	-0,0217** (0,0102)	-0,0372* (0,0223)
Traitement	- 1 350,57 (1 658,21)	-0,0369 (0,0241)	-0,0493 (0,0686)	0,0017 (0,0097)	0,0386 (0,0336)	0,0022 (0,0377)
Après x Traitement x Dotations	2 553,32 (2 678,37)	0,0013 (0,0148)	0,0574 (0,0481)	0,0212** (0,0094)	-0,0091 (0,0139)	0,0509 (0,0506)
Après x Dotations	22,17 (170,55)	0,0143 (0,0111)	0,0148 (0,0277)	-0,0151** (0,0067)	-0,0042 (0,0101)	-0,0118 (0,0272)
Traitement x Dotations	-131,92 (181,45)	0,0038 (0,0095)	-0,0229 (0,0358)	-0,0001 (0,0047)	0,0092 (0,0118)	-0,0286 (0,0338)
Dotations	-545,91 (523,32)	-0,0132 (0,0083)	-0,0044 (0,0275)	-0,0151 (0,0130)	0,0010 (0,0109)	-0,0220 (0,0237)
Constante	2 420,52 (1 089,59)	1,04*** (0,04)	0,30*** (0,08)	1,02*** (0,02)	0,05** (0,02)	-0,16*** (0,05)
Moyenne	1 243,42	0,97	0,56	0,98	0,04	0,16
Observations	6 557	6 557	6 557	6 557	6 557	6 557
R-carré ajusté	0,2603	0,1638	0,4083	0,0663	0,7305	0,2277
R-carré <i>within</i>	0,0107	0,0735	0,0254	0,0186	0,0135	0,0351

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Le tableau illustre les résultats des régressions de modèle en triple différence. Ce tableau illustre l'effet causal de l'ouverture des *Banco Azteca* sur les différents investissements parentaux. Le coefficient d'intérêt principal est celui de « Après x Traitement x Dotations », qui représente l'effet causal que l'on tente d'estimer. Les variables de contrôle sont issues de la même variable globale de contrôle que pour les modèles de régressions linéaires. Les effets fixes ajoutées sont individuels et de ménages, puisque les effets fixes temporels sont pris en compte à l'aide de la variable *Après*. Les écart-types sont regroupés par municipalité. Ces résultats sont issus des observations ayant un revenu de ménages inférieur à 120 000 pesos, soit la valeur du 90^e percentile des revenus avant le traitement (2002). Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.

**Tableau B2 : Résultats des régressions de modèle en double différence et interaction avec
la variance de dotations relatives conditionnellement à un revenu élevé**

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Après x Traitement	1 228,57* (656,74)	-0,0075 (0,0174)	0,0590 (0,0839)	0,0636** (0,0287)	0,0117 (0,0172)	0,0413 (0,0301)
Après	-703,83** (351,26)	-0,0258* (0,0146)	0,1461 (0,0666)	-0,0534*** (0,0195)	-0,0098 (0,0134)	-0,0458 (0,0312)
Traitement	-1 267,05** (638,35)	-0,0267 (0,0238)	0,0187 (0,0959)	-0,0068 (0,0437)	-0,0482 (0,0343)	-0,0307 (0,1013)
Après x Traitement x Dotations	-609,24*** (201,02)	0,0165 (0,0257)	-0,0065 (0,0606)	-0,0289 (0,0182)	0,0193 (0,0175)	0,0589 (0,0476)
Après x Dotations	296,67* (169,95)	-0,0033 (0,0241)	0,0405 (0,0476)	0,0147** (0,0066)	0,0035 (0,0111)	-0,0633** (0,0246)
Traitement x Dotations	100,41 (99,53)	-0,0006 (0,0104)	0,0404 (0,0494)	0,0272 (0,0185)	-0,0021 (0,0082)	-0,0560 (0,0385)
Dotations	-305,23** (128,95)	-0,0094 (0,0135)	-0,0408 (0,0426)	-0,0129** (0,0059)	0,0020 (0,0053)	0,0422* (0,0234)
Constante	185,16 (832,92)	1,09*** (0,03)	0,46*** (0,11)	0,94*** (0,07)	0,08** (0,03)	-0,03 (0,10)
Moyenne	1 129,94	0,98	0,56	0,98	0,05	0,12
Observations	4 293	4 293	4 293	4 293	4 293	4 293
R-carré ajusté	0,6267	0,1358	0,4052	0,0144	0,6197	0,2149
R-carré <i>within</i>	0,0372	0,0759	0,0284	0,0223	0,0224	0,0333

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Le tableau illustre les résultats des régressions de modèle en triple différence. Ce tableau illustre l'effet causal de l'ouverture des *Banco Azteca* sur les différents investissements parentaux. Le coefficient d'intérêt principal est celui de « Après x Traitement x Dotations », qui représente l'effet causal que l'on tente d'estimer. Les variables de contrôle sont issues de la même variable globale de contrôle que pour les modèles de régressions linéaires. Les effets fixes ajoutées sont individuels et de ménages, puisque les effets fixes temporels sont pris en compte à l'aide de la variable *Après*. Les écart-types sont regroupés par municipalité. Ces résultats sont issus des observations ayant un revenu de ménages égal ou supérieur à 120 000 pesos, soit la valeur du 90^e percentile des revenus avant le traitement (2002). Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.

Tableau B3 : Résultats des régressions de modèle en double différence et interaction avec la variance de dotations relatives conditionnellement aux dotations parentales faibles

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Après x Traitement	85,13 (178,84)	-0,0316 (0,0470)	-0,0727 (0,1465)	0,1323* (0,0776)	0,0051 (0,0063)	0,0601 (0,1018)
Après Traitement	50,35 (100,73)	-0,0341 (0,0344)	0,1429 (0,0975)	-0,0486 (0,0398)	-0,0026 (0,0056)	-0,0478 (0,1044)
Après x Traitement x Dotations	-47,13 (54,61)	0,0053 (0,0408)	-0,0036 (0,0587)	-0,0364 (0,0315)	0,0087 (0,0093)	-0,0793 (0,0714)
Après x Dotations	0,77 (21,10)	-0,0241 (0,0174)	0,0014 (0,0396)	0,0188 (0,0213)	-0,0089 (0,0079)	0,0415 (0,0588)
Traitement x Dotations	7,76 (44,94)	-0,0099 (0,0117)	0,0260 (0,0409)	0,0424 (0,0267)	-0,0003 (0,0013)	0,0821 (0,0714)
Dotations	-61,93* (37,95)	-0,0342 (0,0235)	0,0223 (0,0439)	-0,0120 (0,0115)	-0,0016 (0,0052)	-0,0476 (0,0627)
Constante	494,78*** (126,29)	1,15*** (0,05)	0,19 (0,13)	1,05*** (0,07)	0,01 (0,01)	0,02 (0,14)
Moyenne	654,79	0,97	0,54	0,98	0,02	0,16
Observations	1 683	1 683	1 683	1 683	1 683	1 683
R-carré ajusté	0,9763	0,1991	0,6071	0,3069	0,7209	0,3124
R-carré <i>within</i>	0,1950	0,1686	0,0798	0,1076	0,2447	0,0366

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Le tableau illustre les résultats des régressions de modèle en triple différence. Ce tableau illustre l'effet causal de l'ouverture des *Banco Azteca* sur les différents investissements parentaux. Le coefficient d'intérêt principal est celui de « Après x Traitement x Dotations », qui représente l'effet causal que l'on tente d'estimer. Les variables de contrôle sont issues de la même variable globale de contrôle que pour les modèles de régressions linéaires. Les effets fixes ajoutées sont individuels et de ménages, puisque les effets fixes temporels sont pris en compte à l'aide de la variable *Après*. Les écart-types sont regroupés par municipalité. Ces résultats sont issus des observations ayant des parents à dotations faibles (inférieur à la moyenne). Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.

**Tableau B4 : Résultats des régressions de modèle en double différence et interaction avec
la variance de dotations relatives conditionnellement aux dotations parentales élevés**

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Après x Traitement	-478,70 (609,98)	0,0172 (0,0233)	-0,0479 (0,1508)	0,0341 (0,0232)	0,0354 (0,0378)	0,0619 (0,0516)
Après Traitement	763,91 (546,38)	-0,0026 (0,0200)	0,1258 (0,1401)	0,0127 (0,0194)	0,0026 (0,0319)	-0,0537 (0,0498)
Après x Traitement x Dotations	256,79 (445,77)	0,0255 (0,0226)	-0,1913 (0,1467)	-0,0145 (0,0203)	-0,0129 (0,0559)	0,0859 (0,0831)
Après x Dotations	668,57* (365,61)	-0,0260 (0,0373)	-0,1895* (0,1063)	0,0223 (0,0354)	0,0037 (0,0346)	0,0731 (0,0488)
Traitement x Dotations	-423,83 (304,02)	0,0426* (0,0247)	0,1393* (0,0807)	-0,0400 (0,0345)	-0,0115 (0,0179)	-0,0412 (0,0415)
Dotations	-466,51 (330,45)	0,0088 (0,0145)	0,1592* (0,0948)	-0,0040 (0,0120)	0,0034 (0,0200)	-0,0805** (0,0384)
Constante	293,38 (398,58)	-0,0125 (0,0158)	-0,1150 (0,0939)	0,0153 (0,0127)	0,0369** (0,0186)	0,0421 (0,0367)
	1 289,32* (657,40)	1,03*** (0,10)	0,67*** (0,23)	1,04*** (0,03)	0,07 (0,05)	-0,09 (0,17)
Moyenne	1 518,57	0,99	0,56	0,98	0,07	0,10
Observations	1 637	1 637	1 637	1 637	1 637	1 637
R-carré ajusté	0,9103	0,0089	0,5318	0,3193	0,6639	0,2554
R-carré <i>within</i>	0,0502	0,1042	0,0553	0,0529	0,0585	0,0674

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Le tableau illustre les résultats des régressions de modèle en triple différence. Ce tableau illustre l'effet causal de l'ouverture des *Banco Azteca* sur les différents investissements parentaux. Le coefficient d'intérêt principal est celui de « Après x Traitement x Dotations », qui représente l'effet causal que l'on tente d'estimer. Les variables de contrôle sont issues de la même variable globale de contrôle que pour les modèles de régressions linéaires. Les effets fixes ajoutées sont individuels et de ménages, puisque les effets fixes temporels sont pris en compte à l'aide de la variable *Après*. Les écart-types sont regroupés par municipalité. Ces résultats sont issus des observations ayant des parents à dotations élevés (supérieur ou égal à la moyenne). Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.

Tableau B5 : Résultats des régressions du modèle en double différence avec ajout de contrôles et d'effets fixes et interaction avec la variable de dotations relatives qui a été remplacée par une valeur moyenne du ménage pour les valeurs manquantes

	(1) Dépenses scolaires	(2) Fréquentation scolaire	(3) Vaccins	(4) Activités de loisirs	(5) Type d'école	(6) Redoublement
Après x Traitement	611,18 (506,14)	0,0219 (0,0142)	0,0678** (0,0244)	0,0036 (0,0096)	0,0019 (0,0108)	0,0203 (0,0205)
Après Traitement	410,44** (180,47)	-0,0090 (0,0099)	0,0469* (0,0259)	-0,0275*** (0,0085)	-0,0098 (0,0067)	-0,0385** (0,0167)
Traitement	-440,90 (578,87)	-0,0167 (0,0272)	0,0244 (0,0620)	-0,0141 (0,0183)	-0,0254 (0,0220)	-0,0103 (0,0333)
Après x Traitement x Dotations	766,94 (951,84)	-0,0043 (0,0113)	0,0004 (0,0307)	-0,0070 (0,0106)	-0,0033 (0,0116)	0,0315 (0,0266)
Après x Dotations	-333,35** (120,72)	0,0022 (0,0073)	-0,0077 (0,0207)	0,0069 (0,0090)	-0,0022 (0,0049)	-0,0170 (0,0190)
Traitement x Dotations	-240,85* (144,44)	0,0116 (0,0081)	-0,0033 (0,0277)	0,0148** (0,0064)	0,0048 (0,0096)	-0,0234 (0,0236)
Dotations	102,28 (61,90)	-0,0007 (0,0060)	0,0159 (0,0146)	-0,0108*** (0,030)	0,0056 (0,0046)	0,0026 (0,0158)
Constante	1 000,42** (411,29)	1,05*** (0,02)	0,74*** (0,06)	0,93*** (0,03)	0,07*** (0,02)	-0,03 (0,03)
Moyenne	1 199,20	0,96	0,44	0,93	0,04	0,16
Observations	19 132	19 132	19 132	19 132	19 132	19 132
R-carré ajusté	0,2703	0,1568	0,2992	0,3173	0,6045	0,2502
R-carré <i>within</i>	0,0037	0,0692	0,1265	0,1647	0,0045	0,0240

Notes: *** p<.01, ** p<.05, * p<.1.

Ce tableau illustre l'effet causal de l'ouverture des *Banco Azteca* sur les différents investissements parentaux. Le coefficient d'intérêt principal est celui de « Après x Traitement x Dotations », qui représente l'effet causal que l'on tente d'estimer. Les variables de contrôle sont issues de la même variable globale de contrôle que pour les modèles de régressions linéaires. Les effets fixes ajoutées sont individuels et de ménages, puisque les effets fixes temporels sont pris en compte à l'aide de la variable *Après*. Les écart-types sont regroupés par municipalité. On utilise une variable *dummy* comme variable indicatrice de valeurs manquantes pour la variable de dotations relatives des enfants et on utilise la valeur moyenne du ménage des enfants qui ont une valeur manquante pour calculer leurs dotations relatives entre fratrie. Cela nous permet d'effectuer les régressions sur un plus grand nombre d'observations que pour le Tableau 6. Les régressions sont pondérées avec des poids longitudinaux prenant en compte l'attrition.