

ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO
MESTRADO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

IVANA CARLA STRAPAZZON

**ANÁLISE DO DESEMPENHO ACADÊMICO COM BASE NO USO DA MESADA E NA IDADE
DE ENTRADA NA ESCOLA: UM ESTUDO BASEADO NOS DADOS DO PISA**

Porto Alegre
2024

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

IVANA CARLA STRAPAZZON

ANÁLISE DO DESEMPENHO ACADÊMICO COM BASE NO USO DA
MESADA E NA IDADE DE ENTRADA NA ESCOLA: UM ESTUDO BASEADO
NOS DADOS DO PISA

Orientador: Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França

Porto Alegre

2024

IVANA CARLA STRAPAZZON

**ANÁLISE DO DESEMPENHO ACADÊMICO COM BASE NO USO DA
MESADA E NA IDADE DE ENTRADA NA ESCOLA: UM ESTUDO BASEADO
NOS DADOS DO PISA**

Dissertação apresentada como requisito parcial
para a obtenção do grau de Mestre em
Economia, pelo Mestrado em Economia do
Desenvolvimento da Escola de Negócios da
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande
do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França

Porto Alegre

2024

Ficha Catalográfica

S897a Strapazzon, Ivana Carla

Análise do desempenho acadêmico com base no uso da mesada e na idade de entrada na escola : Um estudo baseado nos dados do PISA / Ivana Carla Strapazzon. – 2024.

62.

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França.

1. PISA. 2. Alfabetização financeira. 3. Propensity Score Matching. 4. Idade de entrada. 5. Variável Instrumental. I. França, Marco Túlio Aniceto. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da PUCRS
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Bibliotecária responsável: Clarissa Jesinska Selbach CRB-10/2051

Ivana Carla Strapazon

“Análise do desempenho acadêmico com base no uso da mesada e da idade de entrada na escola: um estudo baseado nos dados do Pisa”

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia, pelo Mestrado em Economia do Desenvolvimento da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovada em 30 de agosto de 2024, pela Banca Examinadora.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marco Tulio Aniceto França
Orientador e presidente da Sessão

Prof.^a Dr.^a Kalinca Leia Becker

Prof.^a Dr.^a Ariana Britto

Prof. Dr. Gustavo Saraiva Frio

RESUMO

O presente estudo é composto por dois ensaios. O primeiro investiga a alfabetização financeira e o uso da mesada, enquanto o segundo analisa o impacto da idade de entrada no ensino fundamental sobre o rendimento escolar. No primeiro ensaio, o efeito da mesada no desempenho dos estudantes é estudado por meio do modelo de escore de propensão (*Propensity Score Matching*), utilizando dados do PISA (*Programme for International Student Assessment*) de 2018. Os resultados mostram que a mesada não condicionada beneficia todos os jovens, aumentando as notas no PISA, especialmente entre meninas, que têm médias menores em educação financeira. No entanto, quando a mesada é condicionada a tarefas, seu efeito se torna negativo, pois a menor disponibilidade de tempo para estudo, devido às atividades domésticas, impacta negativamente o aprendizado em alfabetização financeira. O segundo ensaio também utilizou informações da prova PISA, mas referentes ao ano de 2022, e examina a relação entre a idade de ingresso no ensino fundamental e os seus diversos desfechos na vida adulta, o que justifica o debate contínuo sobre o tema. A decisão sobre quando uma criança deve iniciar a escola primária, de acordo com a literatura, não é consensual e depende de vários fatores, como o contexto socioeconômico, as características familiares, escolares e individuais. Assim, esse segundo estudo tem como objetivo analisar o impacto da idade de ingresso no ensino fundamental sobre o desempenho acadêmico, por meio de variáveis instrumentais em cinco países latino-americanos: Argentina, Uruguai, Chile, Peru e México. Os resultados indicam que os alunos que ingressaram antecipadamente no ensino fundamental apresentaram desempenho acadêmico superior em comparação àqueles que começaram mais tarde, com destaque para meninas e estudantes de condições socioeconômicas desfavoráveis.

Palavras-Chave: PISA, Alfabetização financeira, *Propensity Score Matching*, Idade de entrada, Variável Instrumental.

ABSTRACT

The present study is composed of two essays. The first investigates financial literacy and the use of allowance, while the second analyzes the impact of the age of entry into elementary school on academic performance. In the first essay, the effect of allowance on students' performance is studied using the Propensity Score Matching model, utilizing data from the 2018 PISA (Programme for International Student Assessment). The results show that non-conditional allowance benefits all young people, increasing their PISA scores, especially among girls, who have lower averages in financial literacy. However, when the allowance is tied to household chores, its effect becomes negative, as less time is available for studying, which negatively impacts financial literacy learning. The second essay also used PISA test data, but from 2022, and examines the relationship between the age of entry into elementary school and its various outcomes in adult life, highlighting the ongoing debate on the topic. According to the literature, the decision of when a child should start primary school is not consensual and depends on several factors, such as socioeconomic context and family, school, and individual characteristics. Therefore, this second study aims to analyze the impact of age of entry into elementary school on academic performance, using instrumental variables in five Latin American countries: Argentina, Uruguay, Chile, Peru, and Mexico. The results indicate that students who entered elementary school early showed superior academic performance compared to those who started later, with particular emphasis on girls and students from disadvantaged socioeconomic backgrounds.

Keywords: PISA, Financial literacy, Propensity Score Matching, Entry Age, Instrumental Variable.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	8
"PAPAI OU MAMÃE PODE ME DAR UMA MESADA?" UMA ANÁLISE SOBRE ALFABETIZAÇÃO FINANCEIRA NO PISA 2018	9
1.INTRODUÇÃO	10
2.REFERENCIAL TEÓRICO	12
3.DADOS E MÉTODO	16
3.1.FONTE DE DADOS.....	16
3.2.DESCRICÃO DAS VARIÁVEIS.....	17
3.3.MÉTODO.....	20
3.3.1Análise de Sensibilidade	23
4.RESULTADOS.....	24
4.1QUALIDADE DO PAREAMENTO	24
4.2EFEITO DA MESADA CONDICIONADA E NÃO CONDICIONADA NA ALFABETIZAÇÃO FINANCEIRA.....	25
4.2.1Análise de Sensibilidade	27
5.DISSCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	27
6.CONCLUSÃO	28
REFERÊNCIAS	31
APÊNDICE A	34
IDADE DE ENTRADA NA ESCOLA E RESULTADOS NO PISA 2022: UMA ABORDAGEM COM VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS	36
1.INTRODUÇÃO	37
2.REFERENCIAL TEÓRICO	39
3.DADOS E MÉTODO	41
3.1.FONTE DE DADOS.....	41
3.2.TRATAMENTO E DESCRICÃO DAS VARIÁVEIS	42
3.3.MÉTODO.....	45
3.4.ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO	46
4.RESULTADOS.....	48
4.1.EFEITOS POR NÍVEL DE RENDA	50
5.DISSCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	51
6.CONCLUSÃO	52
REFERÊNCIAS	54
APÊNDICE B	56
CONCLUSÃO	60

INTRODUÇÃO

O nível de desenvolvimento de uma sociedade está diretamente relacionado ao seu grau de educação. Uma das principais métricas para mensurar a qualidade da educação em âmbito internacional é a prova PISA, aplicada a cada três anos pela OCDE. Esse exame tem como objetivo avaliar o desempenho dos estudantes em disciplinas como leitura, matemática e ciências, além de identificar aspectos socioeconômicos de cada participante. Além disso, o PISA inclui provas de alfabetização financeira e bem-estar cognitivo, fornecendo aos pesquisadores, governantes e sociedade em geral uma fonte rica de informações sobre diversos aspectos da educação. Dessa forma, o presente trabalho está dividido em dois ensaios.

De acordo com Arellano et al. (2017), Bucciol e Veronesi (2014), os conhecimentos em finanças representam um papel fundamental para auxiliar as pessoas na gestão eficiente de seus recursos. Além disso, os autores destacam que, com a melhoria na gestão do capital financeiro é esperado uma melhoria no comportamento econômico e na qualidade de vida dos indivíduos. Apesar da importância do tema na sociedade, os autores afirmam que os níveis de alfabetização financeira em todo o mundo são baixos, não tendo a atenção merecida. Diante da relevância do tema, a primeira parte desta dissertação analisou o impacto da mesada, ou repasse mensal financeiro dos pais, no desempenho financeiro dos filhos. De modo a captar a causalidade deste efeito, o estudo utilizou a metodologia PSM (*Propensity Score Matching*) com os microdados da prova PISA 2018..

Por fim, o segundo ensaio analisou o impacto da idade de entrada dos alunos no ensino fundamental em seu desempenho acadêmico. Para identificar a relação causal desse efeito, foi utilizada a estratégia de variáveis instrumentais, onde o instrumento foi determinado com base no *cut-off* de cada país estudado: Uruguai, Chile, Argentina, México e Peru. Conforme apontado por Hanly et al. (2019), a discussão sobre a melhor idade para iniciar os estudos é uma preocupação recorrente entre pais, educadores e formuladores de políticas, refletindo-se na variedade de políticas sobre a idade de início escolar em nível internacional.

"PAPAI OU MAMÃE PODE ME DAR UMA MESADA?" UMA ANÁLISE SOBRE ALFABETIZAÇÃO FINANCEIRA NO PISA 2018¹

Resumo

Uma das formas de o estudante receber dinheiro é por meio da mesada. Esse mecanismo representa uma forma de os pais premiarem o(a)s filho(a)s por bom comportamento, permitir que os jovens possam fazer a gestão do dinheiro para cobrir despesas extraordinárias ou, ainda, um presente livre de condições. Nesse contexto, o artigo estuda o efeito dessa ação por meio de um modelo de escore de propensão (*Propensity Score Matching*) sobre o conhecimento financeiro de jovens usando a base de dados do PISA (*Programme for International Student Assessment*) 2018. Os resultados indicam que a mesada, especialmente quando não é condicionada, é um fator benéfico para todos os jovens, contribuindo para o aumento das notas do PISA. As meninas, em particular, se beneficiam mais desse aumento, pois costumam apresentar médias mais baixas em educação financeira, independentemente de receberem ou não mesada. Além disso, a pesquisa demonstrou que, quando a mesada é condicionada, seu efeito se torna negativo, reduzindo as notas de finanças, uma vez que a menor disponibilidade de tempo para estudar, devido às atividades domésticas, reduz as notas em alfabetização financeira.

Palavras-Chave: *Propensity Score Matching*, Letramento Financeiro, PISA

Abstract

One way for students to receive money is through an allowance. This mechanism serves as a means for parents to reward their children for good behavior, enable young people to manage money for extraordinary expenses, or provide them with an unconditional gift. In this context, the article examines the effect of this practice through a Propensity Score Matching model, using data from the 2018 PISA (*Programme for International Student Assessment*) to analyze the financial literacy of young individuals. The results indicate that receiving an allowance, particularly when it is unconditional, is a beneficial factor for all young people, contributing to higher PISA scores. Girls, in particular, derive greater benefit from this increase, as they tend to have lower averages in financial literacy, irrespective of whether they receive an allowance. Moreover, the research demonstrates that when the allowance is conditional, its effect turns negative, leading to lower financial literacy scores. This is attributed to the reduced time available for studying, as household chores take precedence, thereby diminishing performance in financial literacy.

Keywords: *Propensity Score Matching*, Financial Literacy, PISA

JEL: C21, I21, J13

¹ O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001

1. INTRODUÇÃO

O setor financeiro está em constante mudança e apresenta-se inserido em uma economia cada vez mais dinâmica e complexa. Assim, é importante mensurar e avaliar os conhecimentos indispensáveis para que os indivíduos tenham condições de acompanhar e usufruir dos benefícios dessas mudanças, visto que, decisões financeiras necessitam ser tomadas diariamente. Para tanto, é necessário avaliar os conhecimentos existentes e identificar lacunas que necessitem ser preenchidas, para que assim os indivíduos possam ser guarnecidos de ferramentas e conhecimentos indispensáveis para fazerem escolhas informadas e racionais (LUSARDI, 2019).

Goyal e Kumar (2020) apontam que o conhecimento financeiro capacita as pessoas a gerirem suas despesas, a estabelecerem um fundo de emergência, a vislumbrarem um melhor futuro educacional para seus filhos e, em adição a isso, a criarem um alicerce financeiro para a aposentadoria. No entanto, as aptidões inerentes ao conhecimento financeiro demoram a ser aprendidas e aperfeiçoadas. Willis (2011) nota que é necessário um longo período de ensino para que os estudantes possam desenvolver uma formação adequada em conhecimento financeiro.

Dentro desse contexto, diversas iniciativas ao nível mundial estão sendo adotadas para garantir que políticas de educação financeira sejam incluídas nos sistemas de ensino (CORDERO; PEDRAJARA, 2018; VELASCO; HERRERO; CAMPILLO, 2021). Entre as medidas propostas para o ensino de finanças, destacam-se os cursos independentes ministrados por profissionais com formação em instituições financeiras, a inclusão no currículo escolar regular de disciplinas específicas direcionadas ao ensino de finanças e a adaptação de disciplinas já existentes no currículo para introduzir conteúdo direcionado a finanças (CORDERO; PEDRAJARA, 2018). Na mesma direção, no Brasil, criou-se o programa “Aprendendo a lidar com dinheiro” que teve sua origem no estado de Goiás no ano de 2019 em um projeto piloto com 85 escolas. O projeto tem como objetivo incluir o conhecimento financeiro na disciplina de matemática para os alunos do 9º ano do ensino fundamental e 1º ano do Ensino Médio. Após a avaliação do programa em Goiás ter apontado resultados positivos, o projeto foi implementado em escolas públicas do estado do Rio de Janeiro em 2020 de forma remota e restrita aos professores e em 2021 ampliado aos alunos (CHIAVENATO, MADEIRA E VACCARO, 2023). Conforme a avaliação dos autores, o programa tem melhorado o desempenho em matemática e habilidades relacionadas a finanças.

Já no que se refere aos aspectos relacionados ao papel da família dentro do contexto de ensino financeiro dentro das escolas, Hanson e Olson (2018) e Chatterjee (2013), encontraram resultados que sugerem que a família, por meio de conversas relacionadas a questões financeiras e acompanhamento escolar, se mostra como fator positivo responsável pelo letramento financeiro. É possível, ainda, observar efeitos da gestão de recursos financeiros, em especial àqueles provenientes da mesada, de uma maneira mais ampla. A mesada, termo utilizado para se referir ao repasse/transferência mensal de recurso financeiro intrafamiliar, ou seja, dos pais para os filhos, tem ganhado espaço na literatura. Conforme descrito por Miller e Yung (1990), a mesada possui três objetivos principais, sendo o primeiro caracterizado como ganho por atividades realizadas pelo(s) filho(s)/filha(s) ou por bom comportamento. O segundo objetivo é apontado como um subsídio educacional, concedido para oferecer oportunidades educacionais para promover a autossuficiência na tomada de decisões financeiras e na gestão do dinheiro. Em terceiro lugar, o subsídio é fornecido por direito, como modo de oferecer suporte, especialmente para cobrir despesas com necessidades básicas e extraordinárias.

Sohn et al. (2012), conduziram um estudo com estudantes coreanos e chegaram a conclusão que os estudantes que recebiam mesadas decorrentes da realização de alguma atividade apresentaram níveis mais elevados de alfabetização financeira em comparação ao grupo que recebia mesadas não condicionais. Os resultados obtidos nesse estudo estão significativamente associados a posse de uma conta bancária, atitudes em relação ao dinheiro e níveis de mesada mensal.

No que se refere ao gênero dos estudantes, Bottazzi e Lusardi (2021) e Lusardi (2019), observaram que as meninas apresentam desempenho financeiro menor de que seus pares. Conforme Bottazzi e Lusardi (2021), essa disparidade está associada a diversos fatores. Entre eles, fatores históricos, condições financeiras familiares, o ambiente escolar, incluindo a proporção de colegas do sexo masculino e o número de professores de matemática. Além disso, observa-se que a profissão da mãe pode influenciar no conhecimento em finanças das meninas, especialmente quando estas têm mães que atuam em áreas relacionadas ao campo financeiro. Além disso, Raley e Bianchi (2006) observaram que os filhos recebem tratamentos distintos conforme seu gênero. O estudo aponta que os pais, mesmo sem a intenção de distinguir o tratamento entre os filhos, acabam atribuindo mais atividades domésticas para as filhas, ao passo que, os meninos realizam mais tarefas ao ar livre. Com relação ao tempo dedicado aos filhos, o estudo aponta que os progenitores despendem mais tempo com os filhos em detrimento

às meninas, isso porque, as atividades desenvolvidas entre eles são de interesse de ambos. Além disso, os pais tendem a ver os meninos como aqueles que precisam mais de modelos paternos do que as meninas (LUNDBERG, 2005).

Assim, diante do exposto este artigo objetiva analisar a mesada condicionada à realização de tarefas e não condicionada (dado como forma de presente) como mecanismo de auxílio ao aprendizado de finanças para os estudantes do ensino médio de 15 anos. Para tanto, foram utilizadas como base de análise as respostas do questionário da prova PISA 2018 voltado a finanças que é aplicada em alunos de 15 anos de países da OCDE e países parceiros. É importante ressaltar que, a realização do questionário da prova de conhecimentos financeiros não é obrigatória para todos os países que realizam a prova PISA. O método utilizado foi o de Pareamento por Escore de Propensão (*Propensity Score Matching* – PSM) com análise de sensibilidade utilizando o chamado Limites de Rosenbaum. Para o estudo, analisamos as informações de modo a examinar o efeito da mesada não condicionada assim como a condicionada tanto para meninos, quanto para meninas e indiferente do sexo nos grupos que recebiam ou não a mesada.

O estudo contribui para a literatura ao analisar a mesada como um mecanismo de agente-principal, que tem como objetivo incentivar os filhos a apresentarem bom comportamento, bom desempenho escolar e a auxiliarem nas tarefas domésticas. Outra contribuição é dada por meio da análise do efeito da mesada em meninos e meninas. Além disso, o estudo contribui para a literatura ao analisar diferentes formas de mesada, a que é dada de forma não condicionada, ou seja, como forma de presente, e na forma condicionada, sendo oferecida em troca por atividades realizadas pelos estudantes.

Este artigo está dividido em 5 seções, sendo a primeira introdução, que contempla a análise do tema e pergunta de pesquisa; a segunda seção será abordada o tema de pesquisa à luz da literatura; a terceira seção é descrita a metodologia de análise da pesquisa, bem como a base de dados utilizada e suas respectivas variáveis; a quarta seção será discutida os resultados da pesquisa e; a quinta seção será apresentada as conclusões do presente estudo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Com um cenário econômico em constante mudança, um número crescente de instrumentos financeiros tem surgido de modo a ampliar o leque de opções disponíveis

para o público de forma geral. Conforme observações realizadas por Bruhn et al. (2013), estratégias de educação financeira direcionadas a jovens estudantes têm se mostrado relevantes por diversos motivos. Em primeiro lugar, bons hábitos financeiros desenvolvidos no início da vida podem beneficiar a escolaridade, o emprego e o padrão de vida ao longo da vida adulta. Em segundo lugar, o foco nos jovens baseia-se em suas habilidades de aprendizagem como alunos que estão prontos para absorver, relembrar, e aplicar o que aprenderam.

Drever et al. (2015), apontam a prática dos pais pagarem mesada em dinheiro aos seus filhos como uma forma comum de interação pais-filhos, na qual essa relação ilustra claramente as formas pelas quais os pais podem facilitar ou dificultar o desenvolvimento da capacidade de gestão e conhecimento financeiro. Nessa perspectiva, o uso de recompensas pecuniárias pelos pais para motivar seus filhos pode ser moldada como um problema de agente-principal (WEINBERG, 2015). Para a situação do presente estudo, o principal estaria sendo representado pela figura dos pais e os agentes sendo os filhos. Assim, ao se olhar para as recompensas pecuniárias, elas seriam utilizadas pelos pais para influenciar as ações de seus filhos para que eles aumentem o esforço escolar (WEINBERG, 2015). Nesse cenário, as conquistas futuras dessas crianças estariam ligadas às condutas realizadas pelos próprios pais, ou então por políticas públicas voltadas para o aprimoramento do bem-estar delas (CIGNO et al. 2001).

Para a situação segue:

P é a boa educação do filho(a) no futuro, que dependerá do esforço do agente E , e por um fator aleatório α ou seja, características do aluno, que estão fora do controle do agente

$$P_i = f_i(E_i, \alpha_i) \quad [1]$$

Por consequência, os ganhos na educação do filho crescem conforme seu esforço, na qual a probabilidade de ter um resultado particular p_i está condicionado ao seu esforço: $P(P = p_i|E) = p_i(E)$ para $i = 1, \dots, n$. Assim, tem-se que $\sum_{i=1}^n p_i(E) = 1$ e admite-se que $p_i(E) > 0 \forall i$ – ou seja, qualquer resultado existe para todo nível de esforço do Agente.

A função objetivo dos pais (principal) é dada por:

$$B(P, W) = P - W \quad [2]$$

Sendo W os incentivos dados ao Agente e P o resultado observado em termos de aumento nas notas em finanças. Dessa forma, a função não depende diretamente do esforço do Agente, mas da tarefa acordada.

Já a função objetivo do agente é dada por:

$$U(W, E) = u(W) - v(E) \quad [3]$$

W é a mesada oferecida ao agente por bom comportamento ou boas notas; E é o esforço que tem um custo relacionado a desutilidade.²

A prática da mesada, ou a transferência de recursos financeiros dos pais para os filhos, pode ocorrer por diversas razões, conforme a literatura. Uma dessas razões é a troca pela realização de tarefas domésticas, contribuindo para a função de produção da família, uma vez que as atividades domésticas são compartilhadas. Além disso, a mesada pode ser concedida como um subsídio para que a criança tenha recursos para consumo próprio, segundo Collins e Odderswhite (2021). Barnett-Verzat e Wolf (2002), em suas pesquisas, destacam que a transferência de renda familiar pode variar de acordo com diferentes razões, sendo que o número de filhos é um fator importante. Nesse contexto, a mesada serve como uma forma de alocar quantias para cada criança, o que ajuda os pais a gerenciarem pedidos adicionais de recursos. Ademais, Gudmunson e Danes (2011) argumentam que a mesada também atua como uma ferramenta para auxiliar no processo de alfabetização financeira.

A comunicação entre os membros da família também desempenha um papel crucial na formação do aprendizado financeiro dos filhos. O envolvimento dos pais não deve se limitar apenas ao fornecimento de recursos, mas incluir discussões sobre decisões financeiras. A pesquisa de Barnett-Verzat e Wolf (2002), bem como estudos de Agnew et al. (2017) e Gudmunson e Danes (2011), sugerem que a troca de informações dentro da família contribui para a aquisição de padrões, crenças e comportamentos financeiros pelos filhos. Isso está alinhado com os achados de Moschis (1985), OECD (2017) e Chatterjee (2013), que destacam a importância da influência familiar na socialização financeira dos jovens.

² Modelo teórico adaptado do texto “Problema do Risco Moral na Educação Básica: um Modelo de Agente-Principal para a distribuição de recursos da Cota Parte do ICMS” de Carneiro e Irffi

A prática da mesada também pode ter um impacto diferenciado conforme o sexo do filho. Agnew et al. (2017), evidenciaram que crianças do sexo feminino e masculino vivenciam socializações financeiras distintas durante seu crescimento, o que pode levar a identidades financeiras, atitudes, conhecimentos e comportamento distintos na vida adulta. Chatterjee (2013) aponta que, os meninos possuem maior probabilidade de receber mesada por realizar tarefas domésticas, ou por realizar alguma atividade remunerada, enquanto as meninas tendem a ganhar dinheiro dos pais sem a exigência de trabalho. Outro resultado encontrado na pesquisa sugere que os meninos buscam formas de se tornarem financeiramente independentes mais cedo, quando comparados com as meninas (OCDE, 2017; CHATTERJEE, 2013).

Leavell et al. (2012) encontraram que, em uma família biparental tradicional, ambos os pais tendem a se envolver mais ativamente na alfabetização financeira das filhas. Agnew et al. (2017) também destacaram o impacto significativo da família na educação financeira: alunos cujos pais possuem menor nível educacional ou que não discutem questões financeiras em casa tendem a apresentar níveis mais baixos de alfabetização financeira. Segundo Mandell (2008), estudantes provenientes de famílias com maiores recursos financeiros tendem a ter melhor compreensão do tema em comparação com aqueles de famílias menos privilegiadas. Além disso, uma pesquisa com estudantes norte-americanos revelou que, entre os alunos cujos pais não completaram o ensino médio, a média de acertos em finanças foi de 44,5%. Já entre os estudantes com pelo menos um dos pais que completou o ensino médio, essa média aumentou para 55,6% (MANDELL, 2008).

No contexto de pessoas imigrantes, Gibson, Mckenzie e Bilal (2014), apontam que eles podem apresentar níveis mais baixos de alfabetização financeira devido ao desconhecimento do sistema financeiro do novo país, que pode diferir substancialmente do país de origem. Agnew et al. (2017) também encontraram níveis mais baixos de alfabetização financeira entre alunos imigrantes, alunos dos primeiros anos do ensino médio, alunos com baixo desempenho em matemática e estudantes de nível socioeconômico mais baixo.

Por outro lado, o acesso a ferramentas financeiras também se mostrou relevante. Segundo a OCDE (2017) e Chatterjee (2013), há indícios de que o desempenho dos estudantes em educação financeira está relacionado a fatores como o acesso a contas bancárias e o recebimento de mesada dos pais. Nessas situações, os pais estariam proporcionando aos jovens a oportunidade de adquirir experiência prática com o dinheiro,

o que aumenta sua confiança e os motiva a explorar mais o tema. No que se refere a introdução formal da educação financeira no ensino médio Mandell (2008) observou que tal ação não produziu resultados significativamente superiores em termos de alfabetização financeira quando comparada à ausência do tema no currículo.

Conforme evidenciado acima, a família desempenha um papel fundamental na formação dos hábitos e do conhecimento financeiro dos filhos, seja por meio da prática da mesada ou através de conversas voltadas a orientação financeira. Em relação à comunicação entre pais e filhos, observa-se que há diferenças na socialização financeira entre meninos e meninas. Os meninos recebem mais atenção do que as meninas quando o assunto se refere a finanças. Para além disso, a literatura também aponta que o status socioeconômico das famílias é um fator que causa impacto na educação financeira dos estudantes, sendo que as famílias com mais baixa renda são mais afetadas, apresentando um nível de conhecimento financeiro menor do que as famílias com maior poder aquisitivo.

3. DADOS E MÉTODO

3.1 FONTE DE DADOS

A fim de fundamentar a interação entre o conhecimento em finanças e o fornecimento de mesada, foram utilizados dados provenientes da prova PISA (*Programme for International Student Assessment*). O teste internacional é promovido a cada três anos pela OCDE e busca analisar o nível de conhecimento em leitura, matemática e ciências em alunos de 15 anos de países da OCDE e demais países membros que desejam realizar o teste. Em 2018, participaram 79 países e 600 mil estudantes. Em complemento, o exame realiza a aplicação de testes socioeconômicos, teste de bem-estar, alfabetização financeira e o teste de habilidades cognitivas para identificar as vulnerabilidades e características de cada país participante. A avaliação de alfabetização financeira do PISA, utilizada na pesquisa e introduzida pela primeira vez em 2012, mede a proficiência dos jovens de 15 anos em demonstrar e aplicar conhecimentos e habilidades financeiras.

3.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Para o estudo foram utilizadas as variáveis descritas pela literatura como fatores de impacto na alfabetização financeira. Destaca-se ainda que a base de dados considerada para este manuscrito consiste nos resultados referentes ao exame PISA realizado no ano de 2018³ pelos alunos de 15 anos dos países concordantes em realizar a prova. Como variável dependente foi utilizada a média ponderada dos valores plausíveis de alfabetização financeira e como variável de tratamento, foi utilizada uma variável binária que indica se o estudante recebe ou não mesada. O Quadro 1 resume a descrição das variáveis utilizadas como controles para o pareamento, tratamento e variável dependente.

Para a definição da proficiência de um aluno, o PISA utiliza um método de imputação denominado valor plausível (PV). O método seleciona possíveis níveis de proficiência para os alunos, gerando 10 valores plausíveis para cada escala e subescala. Essa forma é utilizada, pois, em modelos de escala de resposta a itens, as habilidades (ou medidas) do aluno não são pontuadas, nessa situação, ficando faltando dados e informações acerca das reais competências do aluno (OCDE 2014). Para o estudo, foram utilizados os 10 (PV), a média é de 508,3 pontos (88,6 desvio-padrão).

No que se refere ao índice de confiança financeira (Teste PISA - FLCONFIN) foi utilizada a questão FL162 que pergunta sobre aspectos financeiros em geral. Para o índice Confiança Finan Digital (Teste PISA - FLCONFIN) foi utilizada a pergunta FL163 que aborda a questão sobre finanças e assuntos usando dispositivos digitais (FLCONICT). Ambas as perguntas usaram uma escala de quatro pontos variando de “Nada confiante”, “Não muito confiante”, “Confiante” a “Muito confiante”.

O índice Ensino de Finanças (Teste PISA - FLSCHOOL) é utilizada a questão FL166 que perguntou sobre a frequência de atividades específicas relacionadas a finanças em questões financeiras. As categorias de resposta variam de “Nunca”, “Às vezes” a “Muitas vezes”. Para o índice Envolvimento dos Pais (Teste PISA - FLFAMILY.) é utilizada a questão FL167 da prova de finanças, na qual os alunos foram questionados sobre a frequência de colaboração com os pais em questões financeiras. As categorias de resposta variam de “Nunca ou quase nunca”, “Uma ou duas vezes por mês”, “Uma ou duas vezes por semana”, até “Quase todos os dias”. O índice PISA para status econômico, social e cultural SESC (ESCS - PISA) foi obtido pela composição de quatro categorias:

³Austrália, Brasil, Bulgária, Canadá, Chile, Eslováquia, Espanha, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, Indonésia, Itália, Letônia, Lituânia, Peru. Polônia, Portugal, Rússia e Sérvia

Profissional (ST014/ST015), Educação escolar dos pais (ST005/ST007), Treinamento vocacional dos pais (ST006/ST008); e Bens domésticos (ST011/ST012/ST013).

Além dos índices, também são utilizadas as variáveis que a literatura aponta como essenciais para um melhor letramento financeiro, como variáveis sociodemográficas, variáveis de aprendizagem, interação pais-discente, variáveis escolares, variáveis da vida escolar do aluno e variáveis que indicam o conhecimento prévio em educação financeira, seja por via escolar, seja por outros meios.

Quadro 1: Descrição das variáveis

Variável dependente	Descrição
Alfabetização Financeira	Média ponderada dos 10 valores plausíveis em Alfabetização Financeira
Análise entre grupos – Recebe mesada x Não recebe mesada	
Mesada não condicionada	1 = Recebe mesada por ter realizado atividades; 0 não recebe mesada
Mesada condicionada	1 = Recebe mesada como presente; 0 não recebe mesada
Variáveis de Controle	
Gênero	1 = Feminino; 0 = Masculino
Imigrante	1 = Imigrante ou filho de imigrante; 0 nativo
Reprovou	1= Aluno reprovou; 0 o contrário
Conversa Pais	1 = Aluno conversa sobre finanças com os pais; 0 = caso contrário
SESC	Índice PISA: Status econômico, social e cultural*
Envolvimento dos Pais	Índice PISA: Envolvimento dos pais em questões de Alfabetização Financeira*
Ensino de Finanças	Índice PISA: Ensino de finanças na escola*
Confiança Financeira	Índice PISA: Confiança em questões financeiras*
Confiança Finan Digital	Índice PISA: Confiança em questões financeiras usando serviços digitais (Aplicativos bancários e demais produtos)*
Minutos Estudo	Minutos estudados para a disciplina de matemática
Escola Pública	1 = Escola pública, 0 = escola privada
Matemática	Média ponderada dos 10 valores plausíveis em Habilidades Matemáticas
Familiaridade	Familiaridade do aluno com conceitos de finanças
Ano Escolar	Ano que o jovem está na escola
Início Escolar	Com que idade o aluno iniciou a vida escolar
Casas Desfavorecidas	Índice PISA de porcentagem de estudantes na escola que vivem em lares desfavorecidos (Percepção do responsável pela escola)
Curso Fora Da Escola	1 = Recebeu educação financeira fora da escola, 0 = caso contrário
Disciplina Na Escola	1 = Recebeu educação financeira na escola como disciplina, 0 = caso contrário
Parte De Disciplina	1 = Recebeu educação financeira como parte de disciplina escolar, 0 = caso contrário
País	País onde o estudante reside

Nota: *A variável é normalizada, isto é, possui média igual a 0 e desvio-padrão, igual a 1.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas separadas por gênero e por tipo de mesada. Os meninos possuem maior nota em alfabetização financeira e as notas são melhores para àqueles que recebem mesada não condicionada, ainda que,

proporcionalmente, as meninas façam mais cursos de educação financeira (disciplina na escola, parte de disciplina escolar ou fora da escola). Salienta-se que, jovens que ganham mesada possuem, proporcionalmente, a mesma educação financeira como disciplina escolar, independente do gênero. Conforme Raley e Bianchi (2006), o gênero dos filhos influencia nas decisões familiares. Segundo os seus resultados, os progenitores tendem a passar mais tempo com os filhos do sexo masculino, e os maiores investimentos costumam ser destinados aos filhos homens. Já no que se refere as tarefas domésticas, o estudo aponta que as filhas desempenham mais trabalhos domésticos.

Tabela 1: Média das variáveis por gênero tipo de mesada (Condicionada x Não condicionada)

	Não Recebe Mesada		Mesada não condicionada		Mesada Condicionada	
	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos
Alfabetização	493,78	504,71	519,76	531,38	481,81	490,05
Financeira	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
Imigrante	0,07	0,11	0,04	0,08	0,08	0,12
Reprovou	0,06	0,10	0,04	0,07	0,05	0,08
Conversa Pais	-0,26	-0,19	0,02	0,03	-0,27	-0,18
SESC	0,05	-0,04	0,11	0,00	0,20	0,07
Envolvimento dos Pais	-0,11	0,01	-0,10	0,00	0,05	0,16
Ensino de Finanças	-0,29	0,01	-0,10	0,19	-0,21	0,04
Confiança Financeira	-0,36	-0,10	-0,13	0,12	-0,31	-0,09
Confiança Finan Digital	222,13	234,31	215,18	227,05	218,09	229,90
Minutos Estudo	0,87	0,86	0,84	0,82	0,88	0,87
Escola Pública	478,00	494,78	504,22	519,39	467,66	482,12
Matemática	6,94	7,39	7,72	8,17	7,00	7,20
Familiaridade	9,59	9,50	9,43	9,43	9,45	9,36
Ano Escolar	4,07	4,44	3,96	4,31	4,10	4,43
Início Escolar	22,65	22,08	16,29	17,33	22,57	21,44
Casas Desfavorecidas	0,68	0,60	0,70	0,63	0,61	0,51
Curso Fora Da Escola	0,63	0,60	0,61	0,60	0,57	0,55
Disciplina Na Escola	0,59	0,52	0,59	0,53	0,54	0,47
Parte De Disciplina	11.616	11.346	9.019	6.255	3.593	4.239
Observações						

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do PISA 2018

Com relação a confiança financeira e financeira digital, os meninos possuem maiores níveis, além de possuírem melhores resultados em matemática no PISA do que as meninas. As meninas estão, proporcionalmente, mais matriculadas em escolas públicas – o valor é maior para estudantes que não recebem mesada. Dentre os que não recebem mesada, as meninas estão mais adiantadas na escola e começaram os estudos mais cedo, além de, proporcionalmente, estudarem em escolas com mais famílias desfavorecidas.

Para o grupo que recebe mesada, as meninas começaram mais cedo a escola, porém não há diferença estatisticamente significativa para o ano escolar.

3.3 MÉTODO

Nesse trabalho buscamos analisar a relação causal entre receber mesada e conhecimentos em educação financeira. O problema central de identificação, em análise causal, é encontrar o melhor grupo de controle. Uma má especificação do grupo de controle resulta em uma análise enviesada do verdadeiro efeito do tratamento. O cenário ideal seria poder comparar um mesmo indivíduo em duas situações distintas: recebendo o tratamento (mesada) e não recebendo o tratamento. Isso é claramente impossível de acontecer, pois as situações são mutualmente excludentes.

Podemos usar estratégia de *matching* para construir um grupo de controle estatisticamente idêntico, em características observáveis, ao grupo de tratamento (ou seja, àqueles que recebem mesada). A primeira hipótese que o modelo de *matching* precisa respeitar é de exogeneidade, ou seja, a variável de resultado (proficiência em educação financeira) é exógena ao recebimento do tratamento (mesada) dada uma série de variáveis explicativas (X). Tal hipótese refere-se ao fato de que o grupo de tratamento e de controle se tornam estatisticamente idênticos após o controle por covariadas que definam a participação ou não no tratamento.

$$Y_i(0) \perp T_i | X_i \quad (1)$$

Em que Y_i é a variável de resultado, T_i é a variável binária que indica se o indivíduo recebeu ou não a mesada e X_i é um vetor que contém variáveis explicativas quanto ao tratamento.

Outra hipótese de relevância para o pareamento é a hipótese de sobreposição. Essa hipótese garante que para cada indivíduo tratado haja um par correspondente no grupo de controle com características observáveis semelhantes (ou seja, estudantes do PISA que não recebem mesada, mas que são semelhantes em observáveis). Posto de outra forma, a região do vetor de variáveis determinantes ao tratamento deve representar tanto o grupo de tratamento como o grupo de controle.

$$pr[T_i = 1 | X_i] < 1 \quad (2)$$

A partir das hipóteses elencadas acima, é possível calcular o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) e se dá por meio da diferença do indivíduo que recebe o tratamento e seu resultado caso não recebesse:

$$ATT = E[Y_i(1)|T_i = 1, X] - E[Y_i(0)|T_i = 1, X] \quad (3)$$

Em que $E[Y_i(1)|T_i = 1, X]$ é a esperança de Y para a população dos tratados, dado um vetor de características observáveis X e $E[Y_i(0)|T_i = 1, X]$ é a esperança de Y para o grupo dos tratados, caso não houvesse o tratamento. Não é possível, no entanto, observar $E[Y_i(0)|T_i = 1, X]$ na equação (3), conforme supracitado. A hipótese de independência garante que:

$$E[Y_i(0)|T_i = 1, X] = E[Y_i(0)|X] = E[Y_i(0)|T_i = 0, X] = E[Y_i|T_i = 0, X] \quad (4)$$

Dada a equação (4)⁴, é possível calcular o ATT por meio da equação (5):

$$ATT = E[Y_i|T_i = 1, X] - E[Y_i|T_i = 0, X] \quad (5)$$

O efeito médio do tratamento sobre os tratados é possível a partir da diferença média de Y entre o grupo de tratamento e o grupo de controle condicionado à presença do tratamento ($T_i = 1$). É possível reescrever a equação (5) tirando a esperança dado que houve o tratamento:

$$ATT = E[E[Y_i|T_i = 1, X] - E[Y_i|T_i = 0, X]|T_i = 1] \quad (6)$$

Quando há um grande número de covariadas o pareamento exato torna-se quase impossível e esse problema chama-se Maldição da Dimensionalidade. Para evitar tal problema, Rosenbaum e Rubin (1983) sugerem um modelo denominado na literatura de *Propensity Score Matching*. No modelo o vetor X deixa de ser utilizado para definir o tratamento e o tratamento passa a ser definido por uma função de X que sintetiza toda a

⁴A hipótese da independência condicional garante que, condicionado a um conjunto de variáveis explicativas, o tratamento é independente do resultado potencial, assim sendo o grupo de controle prediz bem o grupo de tratamento na ausência do tratamento (Resende e Oliveira, 2008).

informação contida em tal vetor. A função probabilidade de receber o tratamento pode ser descrita por:

$$p(X) = pr[T = 1|X] \quad (7)$$

A hipótese de ortogonalidade passa a ser:

$$Y_i(0) \perp T_i | p(X_i) \quad (8)$$

Neste trabalho, vamos estimar a propensão ao tratamento por meio de um modelo logístico (Logit). A probabilidade de um estudante do PISA de receber mesada é dada por:

$$\Pr[T_i = 1|X] = \frac{\exp(x\beta)}{1 + \exp(x\beta)} \quad (9)$$

E o estimador:

$$\hat{p}(x) = \frac{\exp(x\hat{\beta})}{1 + \exp(x\hat{\beta})} \quad (10)$$

Por fim, para calcular o ATT – efeito médio do tratamento sobre os tratados – por meio do estimador da equação (10):

$$ATT = E_{p(x)|T=1} E[Y_i(1)|T = 1, p(x)] - E[Y_i(0)|T = 0, p(x)] \quad (11)$$

Para construção dos *matching* optou-se por utilizar diversos algoritmos, a saber: vizinho mais próximo e cinco vizinhos mais próximos com reposição – os tratados serão comparados com os controles de características mais próximas e a reposição garante aos indivíduos do grupo de controle que sejam comparados com mais de um indivíduo do grupo de tratamento; *radius* em que cada indivíduo do grupo de tratamento é comparado com observações dentro de um raio de distância (o *calliper* utilizado é de 0,01); Kernel em que o indivíduo do grupo de tratamento é comparado a uma média ponderada de indivíduos do grupo de comparação e a ponderação dá-se pela proximidade de características; e vizinho mais próximo sem reposição.

Utilizar diversos algoritmos ajuda a entender melhor o real efeito de uma variável sobre a outra, uma vez que a escolha de apenas um algoritmo necessariamente implicará no *trade-off* entre viés e variância. Por exemplo, o modelo de vizinho mais próximo com reposição garante que o indivíduo do grupo de tratamento seja comparado ao indivíduo mais semelhante a ele no grupo de controle, reduzindo o viés, mas a redução na quantidade de indivíduos total no grupo de controle causa um aumento da variância (Caliendo e Kopeinig, 2008). Caliendo e Kopeinig (2008) também ressaltam que o modelo de Kernel pode usar todos os indivíduos do grupo de controle para formar o contrafactual, por meio de médias ponderadas. No entanto, apesar de redução da variância por utilizar muitas observações no grupo de controle, o viés pode crescer na medida que são utilizados indivíduos do grupo de controle que não correspondem ao indivíduo do grupo de tratamento. Ao utilizar o vizinho mais próximo com reposição, de acordo com Lunt (2014), a estimativa pode ser menos precisa do que no caso sem reposição, uma vez que o grupo de indivíduos de controle reduz-se.

3.3.1 Análise de Sensibilidade

O teste de sensibilidade é de fundamental importância para verificar se há omissão de alguma variável relevante que afete fazer parte do grupo que recebe tratamento – mesada (Cunha *et al.*, 2013; Moreira *et al.*, 2016). O chamado viés de variável omitida pode ser testada pelo procedimento conhecido por Limites de Rosenbaum (Rosenbaum, 2002).

Segundo Rosenbaum (2002), a probabilidade de receber o tratamento do indivíduo i é dada por:

$$\pi_i = \Pr(T_i = 1|X_i) = F(\beta X_i + \gamma \varepsilon_i) \quad (12)$$

Em que π_i é a probabilidade de o indivíduo ser do grupo de tratamento, dado um conjunto de covariadas observáveis X_i . O efeito do erro não observável sobre o indivíduo que recebe o tratamento ($T_i = 1$) é dado por γ .

Quando há ausência de viés, $\gamma = 0$, a probabilidade de fazer parte do grupo de tratamento é dado apenas pelas covariadas observadas. Em uma função com distribuição logística $F(\cdot)$, com dois indivíduos pareados, i e j , com probabilidades relativas de

recebimento do tratamento dadas respectivamente por $\frac{\pi_i}{1-\pi_i}$ e $\frac{\pi_j}{1-\pi_j}$, a razão de probabilidades é dada na equação (13):

$$\frac{\frac{\pi_i}{1-\pi_i}}{\frac{\pi_j}{1-\pi_j}} = \frac{e^{(\beta X_i + \gamma \varepsilon_i)}}{e^{(\beta X_j + \gamma \varepsilon_j)}} = e^{\gamma(\varepsilon_i - \varepsilon_j)} \quad (13)$$

A equação (13) acima mostra que a razão será igual a 1 quando não houver variáveis omitidas afetando a probabilidade do tratamento $\gamma = 0$. Quando esta razão for diferente de 1, há uma ou mais variáveis sendo omitidas. Os Limites de Rosenbaum consistem, de maneira simples, em entender como variáveis omitidas afetam a diferença dada por $\varepsilon_i - \varepsilon_j$.

4. RESULTADOS

4.1 QUALIDADE DO PAREAMENTO

A Tabela 2 apresenta a diferença estatística entre as amostras antes e após o pareamento. Os resultados serão mostrados considerando todo o grupo e separados por gênero. Quando considerada toda a amostra, a diferença entre os grupos (p-valor) segue significativa, ainda que o Pseudo- R^2 tenha se reduzido a um valor próximo de zero. O valor do viés médio e do viés mediano reduziram bastante.

Quando é considerada a análise por gênero, é possível perceber que o Pseudo- R^2 cai bastante e os grupos (tratamento e controle) já não possuem diferenças estatisticamente significativas, além da queda acentuada dos vieses médio e mediano. Em suma, o pareamento se mostra bem eficaz em cada um dos três grupos analisados. Tais resultados são corroborados pela Figura 1 (apêndice A), que mostra o antes e depois do gráfico de densidade de Kernel das amostras. As imagens mostram que, os grupos eram bastante heterogêneos antes do pareamento, porém após a utilização do PSM, ambos os grupos possuem distribuições praticamente iguais.

⁵ Por pressuposto do pareamento, $\beta X_i = \beta X_j$, logo estes valores se anulam.

Tabela 2: Qualidade do Pareamento – Mesada não condicionada

	Todos		Meninas		Meninos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pseudo-R ²	0,109	0,002	0,113	0,002	0,098	0,002
P-valor	0,000	0,000	0,000	0,187	0,000	0,652
Viés Médio	17,1	1,3	11,1	1,2	9,7	1,2
Viés Mediano	8,3	1,0	8,9	1,0	7,4	1,0

Fonte: Elaborado pelos autores

Abaixo, na Tabela 3, apresenta a diferença estatística entre as amostras antes e após o pareamento para os estudantes que não recebem mesada e os que recebem mesada condicionada. Além da Tabela 3, a Figura 2 (disponível no apêndice A) mostra que o pareamento é bem-sucedido por meio da distribuição das densidades de Kernel. Em todos os casos, os grupos de controle e tratamento são bastante distintos antes da utilização do PSM. Depois do pareamento, porém, as distribuições apresentam trajetórias praticamente idênticas.

Tabela 3: Qualidade do Pareamento - Mesada condicionada

	Todos		Meninas		Meninos	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
Pseudo-R ²	0.067	0.001	0.065	0.003	0.063	0.002
P-valor	0.000	0.991	0.000	0.992	0.000	0.999
Viés Médio	8.700	0.900	8.600	1.200	8.600	1.200
Viés Mediano	8.500	0.600	6.800	1.000	7.200	0.900

Fonte: Elaborado pelos autores

4.2 EFEITO DA MESADA CONDICIONADA E NÃO CONDICIONADA NA ALFABETIZAÇÃO FINANCEIRA

Os resultados estão disponíveis entre gêneros e considerando ambos os gêneros conjuntamente para os três grupos de estudante. Os resultados mostram que há efeito positivo de receber mesada não condicionada sobre o conhecimento financeiro. Ao considerar os alunos que recebem mesada não condicionada (Tabela 4), os modelos mostram um efeito positivo de 4,89 até 17,02 pontos - (de 0,05 até 0,19 desvio-padrão) de melhora para o grupo que recebe mesada.

Ao fazer a distinção por gênero, o efeito maior está entre as meninas que recebem mesada, até 17,22 pontos (0,2 desvio-padrão) a mais do que as meninas que não recebem e essa diferença é de, pelo menos, 5,55 ou (0,06 desvio-padrão). Os meninos que ganham

mesada possuem nota maior do que seus pares que não ganham de 5,28 (0,06 desvio-padrão) até 15,76 pontos (0,17 desvio-padrão).

Tabela 4: Resultados para mesada não condicionada X Não receber mesada

Método	Todos	Meninas	Meninos
N(1)	6,076*** (1,416)	5,974*** (1,799)	4,942** (2,203)
N(1) sem reposição	17,019*** (0,990)	17,223*** (1,236)	15,756*** (1,623)
N(5)	4,8960*** (1,145)	5,555*** (1,483)	5,279*** (1,755)
Kernel	8,545*** (1,027)	9,503*** (1,339)	8,713*** (1,578)
Radius	5,205*** (1,074)	5,761*** (1,399)	5,296*** (1,650)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Erro-Padrão entre parênteses. Significância de *10%, **5% e ***1%.

Considerando apenas os jovens que recebiam mesada condicionada (Tabela 5), vemos que nos modelos utilizados, há efeito negativo no recebimento de mesada condicionada sobre os conhecimentos em literatura financeira. Ao considerar toda a amostra, o modelo mostra uma redução que varia de -2,92 (1,45 desvio-padrão) até -9,72 pontos (1,19 desvio-padrão) no grupo de tratamento.

Tabela 5: Resultados para mesada condicionada X Não receber mesada

Método	Todos	Meninas	Meninos
N(1)	-1,997 (1,635)	-3,636* (2,223)	-4,499* (2,352)
N(1) sem reposição	-2,917** (1,446)	-3,363* (2,033)	-3,842* (2,042)
N(5)	-3,654*** (1,298)	-3,123* (1,781)	-3,657* (1,883)
Kernel	-9,722*** (1,187)	-10,615*** (1,632)	-9,833*** (1,718)
Radius	-3,712*** (1,212)	-3,263** (1,665)	-4,12** (1,759)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Erro-Padrão entre parênteses. Significância de *10%, **5% e ***1%.

As meninas são menos afetadas que os seus pares masculinos, com perdas que variam de -3,12 até -10,61 pontos (entre 1,78 e 1,63 desvio-padrão). Enquanto os meninos, que recebem mesada condicionada, têm suas notas reduzidas de -3,66 até -9,83 pontos em educação financeira do que meninos que não ganham. Isso representa de 1,88 até 1,78 desvio-padrão.

4.2.1 Análise de Sensibilidade

A análise de sensibilidade, por meio do teste conhecido por limites de Rosenbaum, mostra não haver qualquer indício de que haja viés na amostra. Ou seja, alterações no valor de Gamma não afetam nosso resultado, mostrando a robustez das estimações acima apresentadas. Na equação (13) mostrada anteriormente, a razão dos π é igual a 1, isto é, não há variáveis omitidas que afetem o tratamento, logo $\gamma = 0$.

5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A literatura aponta que há benefícios na educação financeira de pessoas jovens (Bruhn, et al.2013) – como a redução nos índices de inadimplência quando adultos para pessoas expostas a educação financeira precocemente (Urban et al.,2018, Brown et al., 2015).

Outro aspecto relevante neste estudo são as diferenças relativas a gênero, em especial, o fato de que indivíduos do sexo feminino apresentam menores índices de conhecimento financeiro em comparação ao sexo masculino – tanto para estudantes que recebem mesada, condicionada ou não, quanto para aqueles que não recebem. Lusardi (2019) identificou que esta diferença entre os gêneros apresenta-se de forma global, de modo a afetar tanto países desenvolvidos quanto aqueles em desenvolvimento. Nesse sentido, os resultados aqui encontrados ajudariam em políticas de focalização a fim de reduzir tal discrepância, uma vez que as meninas são mais beneficiadas ao ganhar mesada não condicionada que os meninos, em relação à proficiência em educação financeira.

A respeito dos alunos que recebem mesada condicionada, ou seja, aqueles que precisam realizar algum tipo de trabalho para receber o dinheiro, suas notas em finanças são reduzidas. De acordo com Bezerra et al. (2009), alunos, crianças e adolescentes, brasileiros que trabalham mais de duas horas por dia têm um resultado 4% menor em comparação com aqueles que trabalham até duas horas ou não trabalham. Além disso, os autores apontam que diferentes condições de trabalho também afetam o desempenho escolar, e, adicionalmente, os estudantes que obtiveram as maiores notas foram aqueles que não exerciam nenhum tipo de trabalho, nem tarefas domésticas nem trabalhos fora (BEZERRA et. al, 2009). Os resultados se mantêm para a Nicarágua, onde o tempo dedicado ao trabalho em quaisquer atividades, sejam domésticas ou trabalho fora tem efeitos prejudiciais nos resultados escolares (ZABALETA, 2011). Cordero et al (2019)

mostra um efeito positivo entre a presença de mesada e o desempenho em conhecimento financeiro no Pisa 2012. Bucciol e Veronesi mostram a relação positiva entre práticas parentais como dar mesada e o ato de poupar.

Os benefícios da educação financeira, no entanto, são vistos por meio da redução de endividamentos entre os jovens também no Brasil (Minella et al., 2017). Apesar de não haver consenso sobre a causalidade do efeito de educação financeira e escolhas de investimentos, West (2012) propõe que os produtos financeiros ofertados sejam regulamentados, de maneira que os consumidores tenham acesso às melhores informações sobre tais produtos, evitando a confusão por má informação e, por consequência, reduzindo o risco de investimentos ruins. Somado a isso, WIDIASARI et. al. (2023), identificaram que a mesada está relacionada com melhores níveis de comportamento e responsabilidade financeira. Ao passo que, a educação financeira desenvolve sentimentos de responsabilidade e autonomia sobre o uso do dinheiro.

6. CONCLUSÃO

Dado a atual conjuntura econômica mundial, em um mundo pós-pandemia em que taxas de juros e inflação variaram consideravelmente, a pauta de educação financeira ganhou ainda mais força, em especial, para jovens que ainda estão em formação escolar. Ademais, o conhecimento financeiro capacita as pessoas na questão da gestão de gastos, formação de poupança para investimento e reserva de emergência, além de conseguirem alicerçar melhor a base financeira para a aposentadoria. Diante disso, faz-se necessária uma ampla política de monitoramento e avaliação de políticas que afetem o conhecimento financeiro.

O presente artigo buscou realizar uma análise do efeito da mesada – termo usado para se referir ao repasse de dinheiro dos pais para os filhos como forma de recompensa por boas notas, comportamento ou por terem realizado tarefas domésticas – no desempenho dos estudantes na prova de conhecimento financeiro. Para a análise os dados foram separando de acordo com o gênero (meninos e meninas) e categoria de mesada (Condicionada e não condicionada). Para tanto, buscou-se responder a seguinte pergunta: Receber mesada melhora a alfabetização financeira dos alunos do ensino médio?

A mesada, tida como um mecanismo de agente-principal, tem como objetivo o incentivo dos estudantes a terem um bom comportamento, boas notas, realizarem

atividades domésticas e aprenderem a utilizarem o seu próprio recurso financeiro. O desenvolvimento de habilidades financeiras ao fazer uso da mesada pode ser empregado como ferramenta para adquirir conhecimentos básicos em finanças e proporcionar habilidades que facilitem o planejamento e o orçamento financeiro. Isso estimula o estudante a tomar decisões financeiras mais eficazes e racionais. Além disso, a mesada também é apontada como forma de aprendizado de responsabilidade financeira, visto que, por meio dela, os estudantes conseguem ter uma maior percepção dos custos e, assim, ter um comportamento mais consciente no consumo de bens e serviços. Ademais, estudos observaram que os efeitos da mesada na infância são estendidos à vida adulta, melhorando assim as tomadas de decisões em uma fase futura de suas vidas.

Todavia, a mesada, quando dada aos filhos de forma condicionada, possui efeito oposto ao da mesada não condicionada. Os resultados encontrados nos mostram que as tarefas domésticas reduzem o tempo de estudos dos alunos, o que impacta diretamente em suas notas escolares. Ao se analisar o efeito para gênero, observa-se que os meninos são levemente mais afetados do que as meninas, o que pode estar relacionado com o tipo de trabalho feito e o ambiente.

O estudo utilizou dados referentes ao teste PISA para o ano de 2018 e utilizou como método econométrico de análise da pesquisa o modelo PSM. O método consegue reduzir o viés médio e mediano entre os grupos tratamento e controle. Posteriormente, a análise foi expandida para considerar efeitos heterogêneos a partir de diferentes tipos de mesada. A partir do estudo, foi observado que o aluno receber mesada mensal condicional, ou seja, é necessário que o estudante realize alguma atividade para isso, tem efeito negativo no seu letramento financeiro. Enquanto para os estudantes que recebem mesada não condicionada tem efeito positivo no desempenho em finanças.

Os efeitos permanecem significativos independente do gênero e tipo de mesada do aluno. A análise de sensibilidade e os testes de qualidade do pareamento mostram que o método apresentou resultados robustos. Se por um lado a mesada não condicionada reduz o *gap* de letramento financeiro entre os gêneros (as meninas possuem menores notas médias, mas são mais beneficiadas pelo tratamento), por outro reduz a alfabetização financeira quando recebem a mesada condicionada.

Por fim, este estudo teve sua abrangência limitada aos resultados da prova PISA para o ano de 2018 para os alunos dos países que realizaram a prova de alfabetização financeira. Nesse sentido, não é possível generalizar os resultados apresentados nesta pesquisa. Espera-se, no entanto, que este estudo tenha suas contribuições, tanto na prática

quanto na teoria, e que sirva de base para demais pesquisas similares. Além dos resultados aqui apresentados, novos estudos são necessários para o balizamento de diversas políticas públicas para o aumento do conhecimento em educação financeira.

REFERÊNCIAS

- ARELLANO, Alfonso; CÁMARA, Noelia; TUESTA, David. Explaining the Gender Gap in Financial Literacy: The Role of Non-Cognitive Skills. Banca Monte dei Paschi di Siena SpA. Malden, v. 9999, n. 9999-2017, p.1-23, 2017.
- AGNEW, Steve; MARAS, Pam; MOON, Amy. Gender differences in financial socialization in the home—An exploratory study. **International Journal of Consumer Studies**. v. 42, n. 3, p. 275-282, 2017.
- BARNET-VERZAT, Christine; WOLF, François-Charles. Motives for pocket money allowance and family incentives. **Journal of Economic Psychology**. v. 23, p. 339-366, 2002.
- BEZZERA, Márcio Eduardo G.; KASSOUF, Ana Lúcia; ARENDS-KUENNING, Mary. The Impact of Child Labor and School Quality on Academic Achievement in Brazil. **IZA DP**. n. 4062, 2009.
- BOTTAZZI, Laura; LUSARDI, Annamaria. Stereotypes in financial literacy: Evidence from PISA. **Journal of Corporate Finance**. v.71, 2021.
- BRUHN, Miriam et al. The Impact of High School Financial Education Experimental Evidence from Brazil. **Policy Research Working Paper**. n. 6723, 2013.
- BROWN, Alexandra et al. State mandated financial education and the credit behavior of young adults. **Finance and Economics Discussion Series**, Federal Reserve Board, Washington D.C, 2014.
- BUCCIOL, Alessandro; VERONESI, Marcella. Teaching children to save:What is the best strategy for lifetime savings? **Journal of Economic Psychology**. v. 45, p. 1-17, 2014.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. SOME PRACTICAL GUIDANCE FOR THE IMPLEMENTATION OF PROPENSITY SCORE MATCHING. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, n. 1, p. 31–72, 1 fev. 2008.
- CARNEIRO, Diego; IRFFI, Guilherme. Problema do risco moral na educação básica: um modelo agente-principal para a distribuição de recursos da cota parte do ICMS. In: SEMANA DE ECONOMIA E FINANÇAS IV, 2017, Fortaleza. Anais p. 1-20
- COLLINS, J. Michael; ODDERS-WHITE, Elizabeth. Allowances: Incidence in the US and Relationship to Financial Capability in Young Adulthood. **Journal of Family and Economic Issues**. v.42, p. 533-544, 2021.
- CORDERO, José Manuel; PEDRAJA, Francisco. The effect of financial education training on the financial literacy of Spanish students in PISA. **Applied Economics**. Badajoz, 2018.
- CHATTERJEE, Jinhee Kim and Swarn. Childhood Financial Socialization and Young Adults' Financial Management. **Journal of Financial Counseling and Planning**. v. 24, n. 1, 2013.
- CHIAVENATO, Daniele; MADEIRA, Ricardo; VACCARO, Victor. Multidimensional Impacts of Financial Education in Schools: Experimental Evidence from Brazil. **SBE – Sociedade Brasileira de Econometria**. 2023
- CIGNO, Alessandro; LUPORINI, Annalisa; PETTINI, Anna. Transfers to families with children as a principal-agent problem. **Journal of public economics**. Firenze, V. 87, n. 5-6, p. 1165-1177, 2001.
- CUNHA, D. A. DA et al. Irrigação como estratégia de adaptação de pequenos agricultores às mudanças climáticas: aspectos econômicos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 2, p. 369–386, 2013.

- DREVER, Anita; et al. Foundations of Financial Well-Being: Insights into the Role of Executive Function, Financial Socialization, and Experience-Based Learning in Childhood and Youth. **The Journal of Consumer Affairs**. V. 49, n. 1, p. 13-38, 2015.
- GOYAL, Kirti; KUMAR, Satish. Financial literacy: A Systematic Review and Bibliometric Analysis. **Consumer Studies**. v. 45, p. 80-105, 2020.
- GORBANEFF, Yuri. Teoría del Agente-Principal y el mercadeo. **Universidad EAFIT**. v. 129, 2003.
- GUDMUNSON, Clinton G; DANES, Sharon M. Family Financial Socialization: Theory and Critical Review. **Journal of Family and Economic Issues**. v. 32, p. 644-667, 2011.
- GIBSON, John; MCKENZIE, David; Zia, BILAL. The Impact of Financial Literacy Training for Migrants. **The World Bank Economic Review**. V. 28, n. 1, p. 130–161, 2014.
- KLAPPER, Leora; LUSARDI, Annamaria. Financial literacy and financial resilience: Evidence from around the world. **Financial Management**. p. 1-26, 2019.
- LEAVELL, Ashley Smith; et al. African American, White and Latino Fathers' Activities with their Sons and Daughters in Early Childhood. **Sex Roles**. V. 66, p. 53-65. 2012
- LOPUS, Jane S.; AMIDJONO, Dwi Sulistyorini; GRIMES, Paul W. Improving financial literacy of the poor and vulnerable in Indonesia: An empirical analysis. **International Review of Economics Education**, v. 32, p. 100168, 2019.
- LUNT, Mark. Selecting an appropriate caliper can be essential for achieving good balance with propensity score matching. **American journal of epidemiology**. v. 179, n.2, p.226-35. 2014
- LUNDBERG, Shelly. Sons, Daughters, and Parental Behaviour. **Oxford Review of Economic Policy**. V. 21, n. 3, p. 340–356, 2005.
- LUSARDI, Annamaria. Financial literacy and the need for financial education: evidence and implications. **Swiss Journal of Economics and Statistics**. Suíça. v. 155 n. 1, 2019.
- MANDELL, Lewis. Financial Literacy of High School Students. **Handbook of Consumer Finance Research**. Buffalo, p. 163-183, 2008.
- MILLER, Joanne; YUNG, Susan. The role of allowances in adolescent socialization. **Youth & Society**. v. 22, n. 2, p. 137-159, 1990.
- MINELLA, João Marcos et al. A influência do materialismo, educação financeira e valor atribuído ao dinheiro na propensão ao endividamento de jovens. **Gestão & Planejamento-G&P**, v. 18, 2017.
- MOREIRA, Gustavo Carvalho et al.. Programa Bolsa Família e violência doméstica contra a mulher no Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 46, n. 4, p. 973–1002, 2016.
- OCDE. PISA 2015 Results Students' Financial Literacy. **OECD Publishing**. Paris, 2015.
- OCDE 2014 - Scaling PISA Cognitive Data. **PISA 2012 TECHNICAL REPORT**, 2014.
- RALEY, Sara; BIANCHI, Suzanne. SONS, DAUGHTERS, AND FAMILY PROCESSES: Does Gender of Children Matter? **Annu. Rev. Sociol.** Maryland. V. 32, p. 401-21, 2006
- RESENDE, Anne Caroline Costa; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos (São**

- Paulo**), v. 38, n. 2, p. 235–265, 2008.
- ROSENBAUM, Paul. R. Overt Bias in Observational Studies. *In: **Observational studies***. [s.l.] Springer, 2002. p. 1–17.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983.
- SOHN, Sang-Hee et al. Adolescents' financial literacy: The role of financial socialization agents, financial experiences, and money attitudes in shaping financial literacy among South Korean youth. **Journal of Adolescence**. V.35, n. 4, p. 969-980, 2012.
- URBAN, Carly et al. The effects of high school personal financial education policies on financial behavior. **Economics of Education Review**, v. 78, p. 101786, 2020.
- VELASCO, Manuel Salas; HERRERO, Dolores Moreno; CAMPILLO, José Sánchez. Teaching financial education in schools and students' financial literacy: A cross-country analysis with PISA data. **International Journal of Finance & Economics**. V. 26, n. 3, p. 4077-4103, 2021.
- WEINBERG, Bruce A. An Incentive Model of the Effect of Parental Income on Children. **Chicago Journals – Journal of Political Economy**. V. 109, n. 2, p. 266-280, 2015.
- WEST, Jason. Financial literacy education and behaviour unhinged: combating bias and poor product design. **International Journal of Consumer Studies**, v. 36, n. 5, p. 523-530, 2012.
- WIDIASARI et. Al. The Effect of Lifestyle, Pocket Money, Financial Literacy on Students' Consumptive Behavior. **Journal of Economic Global**, v. 1; n. 1; p. 47-55; 2023.
- WILLIS, Lauren E. The Financial Education Fallacy. **American Economic Review**. Los Angeles. v. 101, n. 3 p. 429-34, 2011.
- ZABALETA, Mariela B. The impact of child labor on schooling outcomes in Nicaragua. **Economics of Education Review**. v. 30, p. 1527-1539, 2011.

APÊNDICE A

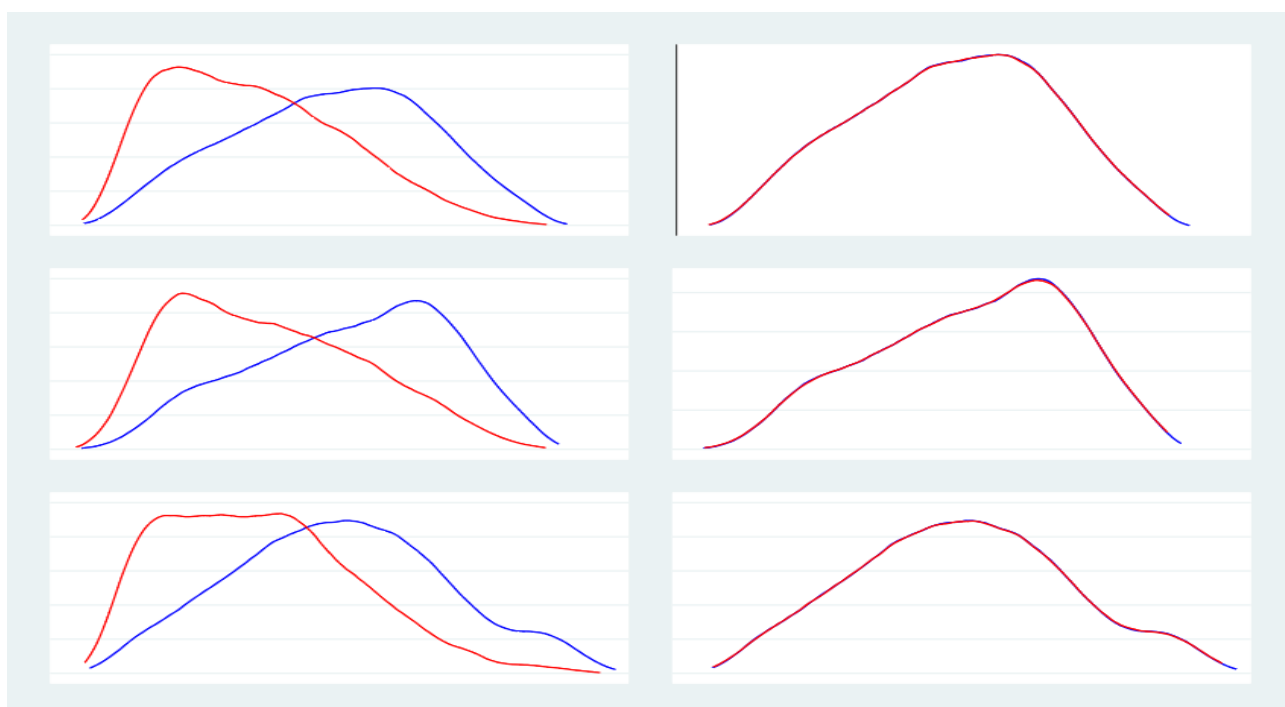


Figura 1: Densidades de Kernel antes e depois do pareamento considerando os alunos que recebiam mesada não condicionada

Nota: A primeira linha contém todos, a segunda contém as meninas e a terceira, os meninos
Em azul o grupo tratamento; em vermelho o grupo controle

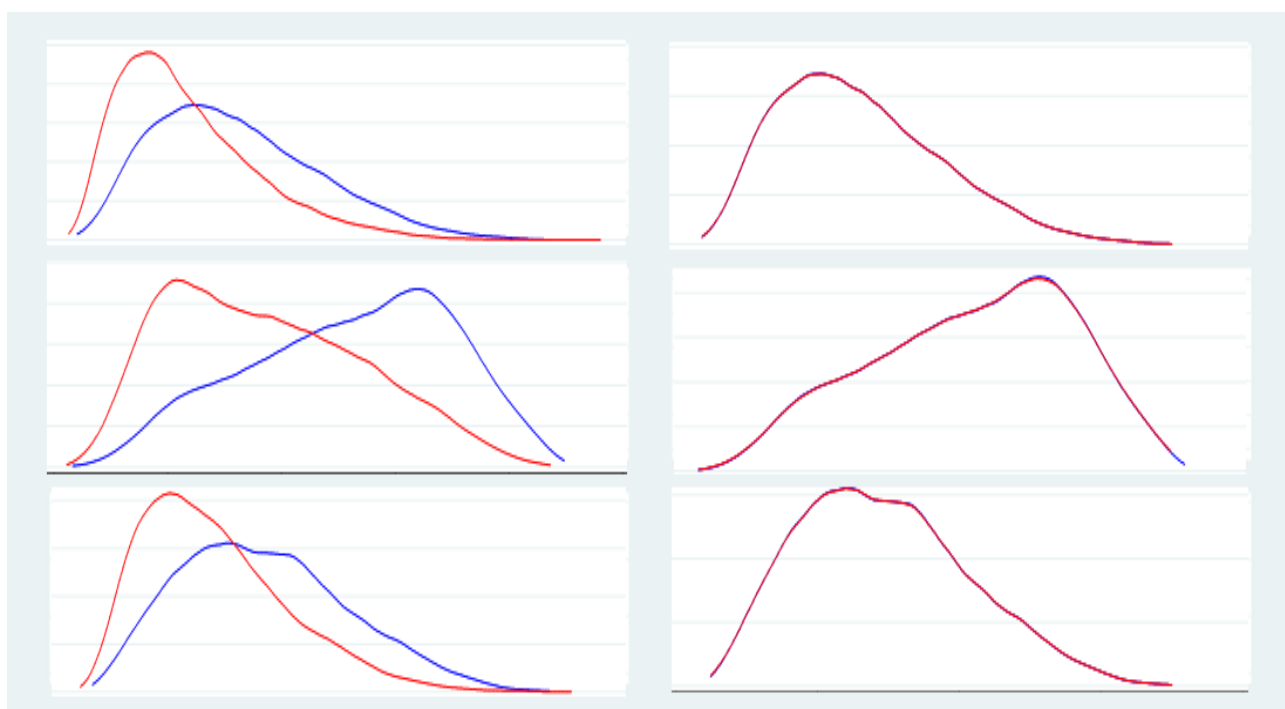


Figura 2: Densidades de Kernel antes e depois do pareamento considerando os alunos que recebiam mesada condicionada

Nota: A primeira linha contém todos, a segunda contém as meninas e a terceira, os meninos
Em azul o grupo tratamento; em vermelho o grupo controle

Tabela 5: Análise de Sensibilidade

Gamma	Todos	Meninas	Meninos	Todos	Meninas	Meninos	Todos	Meninas	Meninos
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1.4	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1.6	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1.8	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Fonte: Elaborado pelos autores

Nota: os valores da tabela são a significância máxima apresentada.

IDADE DE ENTRADA NA ESCOLA E RESULTADOS NO PISA 2022: UMA ABORDAGEM COM VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS⁶

Resumo

A admissão dos alunos no ensino fundamental está associada a diversos desfechos na vida adulta, o que justifica os debates em torno do tema. O presente estudo tem como objetivo analisar o impacto da idade de ingresso no ensino fundamental sobre o desempenho acadêmico em cinco países latino-americanos: Argentina, Uruguai, Chile, Peru e México. Para isso, utiliza-se um modelo de variáveis instrumentais para estimar o efeito da idade de ingresso no desempenho acadêmico em matemática, leitura e ciências, com base nos dados do PISA (Programme for International Student Assessment) de 2022. Além disso, o estudo emprega um mecanismo para excluir possíveis erros de mensuração da amostra. Os resultados indicam que alunos que ingressaram no ensino fundamental de maneira antecipada tiveram desempenho acadêmico superior em comparação àqueles que ingressaram mais tarde, especialmente entre meninas e estudantes de condições socioeconômicas desfavoráveis

Palavras-Chave: Variável Instrumental, Idade de entrada, Desempenho acadêmico

Abstract

Admission to elementary school is associated with various outcomes in adulthood, which justifies the debates surrounding the topic. This study aims to analyze the impact of the age of school entry on academic performance in five Latin American countries: Argentina, Uruguay, Chile, Peru, and Mexico. For this, an instrumental variables model is used to estimate the effect of school entry age on academic performance in mathematics, reading, and science, based on data from the 2022 PISA (Programme for International Student Assessment). Additionally, the study employs a mechanism to exclude possible measurement errors from the sample. The results indicate that students who entered elementary school early performed better academically compared to those who started later, especially among girls and students from disadvantaged socioeconomic backgrounds.

Keywords: Instrumental Variable, Entry-age, Academic performance

JEL: I21; I28; J18

⁶ O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001

1. INTRODUÇÃO

A discussão acerca da idade ideal para o início escolar é frequentemente debatida pela sociedade civil, profissionais e legisladores (HANLY et al., 2019). De maneira mais ampla, a admissão na educação escolar está relacionada aos aspectos econômicos e organizacionais do Estado, uma vez que, em diversas nações, cabe ao governo disponibilizar vagas e atender as demandas decorrentes da abertura de turmas para crianças em idade precoce. Adicionalmente, o envolvimento das mães no mercado de trabalho também é afetado pela quantidade de tempo que os filhos permanecem na escola (GAMBARO; MARCUS; PETER, 2019). A incerteza gira em torno de como e quando identificar o momento em que uma criança está preparada emocional e intelectualmente para começar os estudos formais, visto que cada criança apresenta um desenvolvimento único (STIPEK, 2009).

Não há consenso sobre a idade em que as crianças devem ingressar na escola primária, mas, em uma análise ao nível mundial, a maioria das crianças tende a iniciar alguma forma de escolaridade obrigatória aos 6 anos de idade (ROSA; MARTINS; CARNOY, 2019). Entre os países da OCDE, a idade máxima para iniciar a escola varia entre os 5 e os 7 anos (OCDE, 2018). Na área das políticas educativas, alguns países sempre alteraram as suas leis nesta área. Foi o caso do Brasil, que, com a Lei 11.274, de 6 de fevereiro de 2006, ampliou o ensino fundamental para um total de nove anos e estabeleceu a obrigatoriedade de ingresso aos 6 anos.

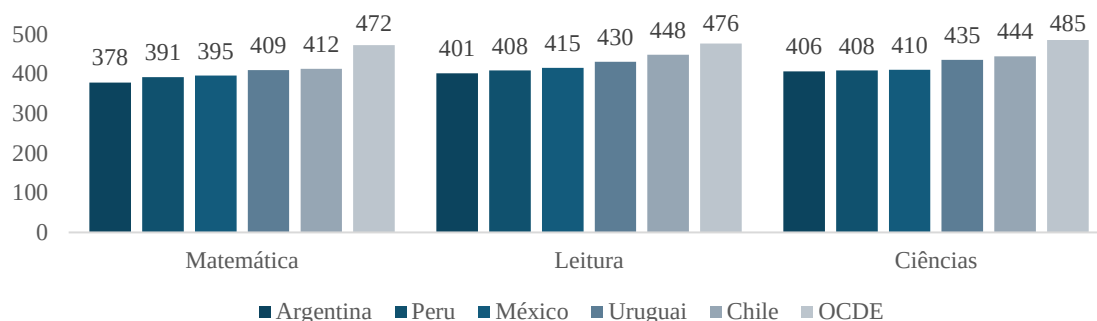
De acordo com Black, Devereux e Salvanes (2011), há razões para acreditar que a idade de ingresso na escola tem efeitos a longo prazo no desempenho das crianças. Os autores apontam ainda algumas possíveis vantagens em começar a vida escolar mais cedo, como a possibilidade de terminar essa fase ainda mais cedo, o que aumentaria o tempo de retorno para o recebimento dos investimentos em capital humano. Além disso, dependendo do ambiente familiar e dos incentivos, também pode ser mais benéfico para a criança passar mais tempo na escola, onde podem aprender mais, em comparação com o tempo passado em casa. Possíveis desvantagens incluem a exposição muito precoce ao desenvolvimento, que pode interferir na aprendizagem escolar, e problemas de desenvolvimento social da criança em relação aos seus pares, dada a potencial diferença de idade. Outros motivadores para a entrada tardia vêm da maturidade relativa em relação aos pares e da maturidade absoluta. No primeiro, a criança poderia se beneficiar do fato de já ter se desenvolvido mais que seus pares mais novos, enquanto no segundo existe a

ideia de que a escola é um ambiente mais favorável ao desenvolvimento das crianças mais velhas.

Dentro dessa perspectiva é interessante investigar a possibilidade da existência de algum efeito a longo prazo que possa ser capturado no rendimento em disciplinas chaves com os adolescentes que estão cursando o ensino médio. Dada a importância em se determinar uma idade compulsória de entrada escolar, em termos de legislação e desenvolvimento infantil, este trabalho tem como objetivo avaliar os impactos das diferenças da idade de entrada escolar sob o rendimento de alunos em alguns países latino-americanos participantes do PISA em 2022, sendo eles: Argentina, Uruguai, Chile, Peru e México. As competências avaliadas são as de matemática, ciências e leitura.

Além disso, a discussão sobre o impacto potencial das restrições de entrada baseadas na idade sobre o desempenho é de suma importância para os países latino-americanos. Em média, os países latinos possuem um nível de desempenho inferior à média da OCDE em todas as disciplinas (matemática, línguas e ciências) na edição de 2022 do Pisa.

Figura 1 – Notas obtidas PISA 2022



Elaboração própria. Com dados do PISA 2022.

Diante disso, o trabalho busca identificar se a entrada precoce no ensino fundamental pode ser benéfica ou prejudicial em termos de rendimento escolar. É importante também ressaltar que, outros países da região latino-americana também participaram do exame, como é o caso do Brasil e da Costa Rica. Contudo, estes países não serão considerados nesta análise dado que, como expresso por Marchionni e Vazquez (2018), o Brasil não possuía, na época da entrada escolar do grupo de estudantes que compõem a edição do exame em 2022, um *cut-off* de entrada uniforme para todo o país. Os mesmos autores identificam que, na Costa Rica, a idade de entrada no sistema educacional é de 6 anos e 3 meses. No entanto, devido ao recorte temporal da aplicação

da prova e ao critério de corte adotado no país, a maioria dos estudantes desse grupo ingressou na escola aos 7 anos de idade. Essa diferença na idade de entrada em comparação com os demais países na análise torna mais adequada uma análise subsequente focada exclusivamente nesse país.

Esta análise visa contribuir com a literatura ao prover evidências da temática de idade de entrada utilizando uma base de dados ampla e de caráter internacional, para um conjunto de países latino-americanos. Além disso, o estudo utiliza a metodologia de variável instrumental juntamente com correções na base de dados que retiraram da amostra erros de medida que, juntos, são fundamentais para avaliar o real impacto da idade de entrada no desempenho escolar. A estratégia de utilizar variáveis instrumentais busca lidar com um potencial problema de endogeneidade na escolha dos pais quanto à idade de ingresso dos filhos na educação formal, já que essa decisão pode estar correlacionada com variáveis não observáveis que influenciam o desempenho nos testes de conhecimento. O restante deste artigo, para além dessa introdução, está estruturado em quatro partes: referencial teórico, dados e método, resultados e conclusão.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

A idade em que é feito o ingresso na vida escolar, pode afetar o aluno em diferentes aspectos. Black, Devereux e Salvanes (2011), utilizando dados de adolescentes noruegueses de dez a oito anos, encontraram impactos positivos da entrada precoce no QI, no aumento da probabilidade de gravidez precoce e nos rendimentos escolares. Adicionalmente, Dobkin e Ferreira (2010) analisaram estudantes nos estados norte-americanos do Texas e da Califórnia e encontram evidências positivas no que se refere a entrada antecipada dos estudantes, mas não encontram efeitos significativos para variáveis do mercado de trabalho. Na Suíça, Bauer e Riphahn (2009) concluíram que ingressar mais cedo na escola pode reduzir a transmissão intergeracional da educação, aumentando assim a mobilidade educativa. Uma pesquisa realizada com dados chineses, investigou o acesso das mulheres ao ensino superior. Os resultados indicaram que, mulheres que entraram com um ano de atraso no ensino fundamental estavam associadas a uma redução de aproximadamente 18,6% na probabilidade de matrícula no ensino

superior. O estudo também analisou a questão para os homens, mas não encontrou esse efeito na população masculina (ZHANG, 2022).

No mesmo sentido, Cornelissen e Dustmann (2019), evidenciaram que há benefício, em termos de desempenho cognitivo, para alunos com início da vida escolar precoce, particularmente entre 4 e 5 anos. Conforme observado no estudo europeu, foram identificados escores superiores para as idades de 5 e 7 anos de alunos que iniciaram suas vidas acadêmicas a partir dos 4 anos. Ressalta-se ainda que, o efeito da introdução escolar precoce se mostrou ainda mais positivo para o grupo de indivíduos de piores condições socioeconômicas. Em contrapartida, estes efeitos são reduzidos a partir de uma análise de longo prazo, exemplificada por desfechos cognitivos para a idade de 11 anos, os quais foram semelhantes independentemente do período de início das atividades escolares, seja ele precoce ou convencional.

Contudo, Datar e Gottfried (2014) evidenciam que o atraso de um ano na entrada do estudante no jardim de infância eleva os resultados em habilidades sociais no ensino fundamental. Dee e Sievertsen (2016), analisaram os impactos na saúde mental de crianças mais velhas na Dinamarca cuja entrada escolar havia sido feita em um ano posterior ao habitual e concluíram que, tal atraso reduziu drasticamente a desatenção e a hiperatividade desses estudantes. No que diz respeito às influências não cognitivas nas crianças na Alemanha, Muhlenwe, Blomeyer e Stichnoth (2012) sugerem que as crianças que ingressam numa idade mais jovem apresentam resultados comportamentais mais fracos, como hiperatividade e menos persistência. Somado a isso, os autores não encontraram nenhum efeito no QI dos participantes com base na idade de entrada.

Parte desta literatura concentrou-se no impacto da idade de entrada na educação formal em múltiplas métricas educacionais. Os resultados deste efeito nas notas não são uniformes e mudam conforme o contexto de cada país. Hamori e Kollo (2011) documentaram este efeito para alunos do quarto e oitavo ano na Hungria e observaram que o efeito da entrada tardia é maior para alunos de baixa renda. Para a Itália, Ponzio e Scoppa (2014) investigaram alunos do quarto e oitavo ano e descobriram uma diferença significativa e positiva no desempenho dos alunos mais velhos.

As descobertas de Attar e Cohen-Zada (2017) para Israel em relação às competências matemáticas e em Hebraico demonstram um aumento significativo para os alunos do quinto ano que entraram um ano mais tarde. O trabalho de Bedard e Dhuey (2006), complementa ao afirmar que os diferentes níveis de maturidade das crianças mais novas podem afetar negativamente o desempenho dos alunos da quarta e oitava série nos

países da OCDE. Ao considerar os potenciais efeitos a longo prazo, a probabilidade destes indivíduos chegarem à faculdade no Canadá e nos EUA também diminui. É importante reconhecer que todos esses projetos têm uma conclusão consistente quando se utilizam Variáveis Instrumentais como método.

Ao utilizar o modelo da tripla diferença, Rosa, Martins e Carnoy (2019) avaliaram o efeito da substituição do ano final da pré-escola por um ano do ensino fundamental devido às recentes reformas educacionais no ensino fundamental brasileiro. Os autores avaliaram os alunos do quinto e do nono ano. As suas descobertas demonstram um aumento nas pontuações em matemática e português dos alunos que iniciam a escola mais cedo. Os alunos do nono tiveram um desempenho superior nessas disciplinas, mas o efeito é ainda maior se observado o desempenho dos alunos do quinto ano, cujos resultados foram os mais expressivos.

Em geral, os países estabelecem regras que levam em consideração a data de nascimento da criança ao determinar quais alunos ingressarão em cada ano escolar. Assim, as crianças nascidas antes da data indicada deverão ingressar na escola no ano corrente, enquanto as nascidas após esta data ingressarão no ano seguinte. Nesta situação, as idades das crianças de uma turma são heterogêneas, o que permite calcular o efeito causal da idade de ingresso no desempenho dos alunos. Para tanto, utilizou-se o método de variáveis instrumentais baseado na variação exógena da escola causada pelas mudanças nos meses de nascimento em relação ao limite estabelecido administrativamente. A ferramenta criada por esta relação, que é chamada de idade esperada, descobre as diferenças relativas na idade dos alunos de uma turma com base nos regulamentos e leis dos países latino-americanos participantes do PISA. A abordagem seguida neste trabalho está alinhada com a maior parte da literatura apresentada anteriormente. Nestes, as variáveis instrumentais são utilizadas para abordar a endogeneidade entre os fatores não observáveis, tanto dos alunos quanto de seus pais, e os resultados educacionais de interesse.

3. DADOS E MÉTODO

3.1. FONTE DE DADOS

A fim de fundamentar a interação entre a entrada declarada e o desempenho escolar, foram utilizados dados provenientes da prova PISA (*Programme for International Student Assessment*). O teste internacional é promovido a cada três anos

pela OCDE e busca analisar o nível de conhecimento em leitura, matemática e ciências em alunos que tenham entre 15 anos e 3 meses completos e 16 anos e 2 meses completos no início do período de testes. Além disso, os alunos devem estar regularmente matriculados, pelo menos, na sétima série em uma instituição de ensino de países da OCDE, ou em outros países membros que desejam realizar o teste. Em 2022, participaram 81 países e quase 700 mil estudantes. Em complemento, o exame realiza a aplicação de testes socioeconômicos, de bem-estar, de habilidades cognitivas e alfabetização financeira como parâmetros para identificar as vulnerabilidades e características de cada país participante. Essas informações, juntamente com o questionário escolar, constituem a base de informação utilizada neste estudo.

Ressalta-se que o público-alvo está próximo do fim da escolaridade obrigatória na maioria dos países participantes, o que justifica a importância do exame para a avaliação da qualidade do ensino, próximo do universal na maior parte destes países. O teste é feito por meio de uma seleção aleatória de escolas para cada país participante (OCDE, 2019b).

3.2. TRATAMENTO E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Para o estudo, foram retirados da amostra as respostas inconsistentes e faltantes (missings). Como variável dependente, utilizou-se as notas das disciplinas de matemática, leitura e ciências (ln_math, ln_read e ln_scienc – respectivamente). Para calcular as notas, a OCDE utiliza duas metodologias. A primeira é realizada de acordo com a escala da teoria de resposta ao item (TRI), na qual um modelo logístico de dois parâmetros combinado com o modelo Rasch é utilizado para estimar a probabilidade de resposta ao item específico levando em consideração os padrões de resposta dos grupos de perguntas. Além disso, os resultados anteriores são combinados com a metodologia de valores plausíveis, na qual, busca-se considerar em qual medida as informações sobre o quanto o histórico (*background*) do estudante pode ser relevante para prever a proficiência em cada matéria.

Para a variável de tratamento, utilizou-se as respostas da pergunta ST126 (“*How old were you when you started <ISCED 1>?*” – “Quantos anos você tinha quando começou <ISCED 1>.”) presente no questionário respondido pelos estudantes e vão de 4 à 9 anos.⁷

⁷ As possíveis respostas para esta pergunta são: “3 ou mais novo”, 4, 5, 6, 7, 8, “9 ou mais velho”.

Já as variáveis de controle utilizadas no modelo são baseadas em estudos que investigaram o desempenho escolar em provas anteriores do PISA como Fertig (2003) para os resultados de alunos alemães e Avendano et al. (2016) para países latino-americanos. Conforme segue abaixo na Tabela 1.

Tabela 1 – Descrição das Variáveis

Variável	Descrição	Valores
País	País no qual o estudante realizou o teste	Variável binária
Série	Série na qual o estudante está matriculado	Variável discreta
Tamanho de turma	Número médio de alunos nas turmas de língua nativa	Variável discreta
Língua estrangeira	Estudante fala outra língua além da qual o teste é aplicado	Variável binária
Proporção de alunas	Proporção de matrículas de estudantes do sexo feminino sobre as matrículas totais da escola	Variável contínua
Tipo de escola	Escola é pública ou privada.	Variável binária
Falta de funcionários	Índice que mede a percepção de restrição ao ensino devido à falta ou à má qualidade dos professores e funcionários da educação da escola	Variável contínua
Absenteísmo	Medida de percepção dos diretores de restrição ao ensino devido ao absenteísmo dos professores - 1 - de forma alguma / 2 - um pouco / 3 - de certa forma / 4 - muito	Variável categórica
Alunos por professor	Proporção entre o total de alunos e o total de professores na escola.	Variável contínua
Repetências	Soma das respostas de repetência em ISCED 1 e 2 (número de anos) – 0 nunca repetiu/ 1 repetiu uma vez/ 2 repetências/ 3 repetências/ e 4 repetências	Variável discreta
Idade	Diferença entre o ano e mês do teste e o ano e mês de nascimento do estudante.	Variável discreta
Menina	Gênero informado pelo estudante. Assume 1 para meninas	Variável binária
Comportamento estudantil	Índice que mede a percepção de restrição ao ensino devido ao mau comportamento dos estudantes	Variável contínua
Índice socioeconômico	Índice que mede o status econômico, social e cultural do estudante	Variável contínua

Fonte: PISA 2022. Elaboração própria.

As características pessoais dos alunos são representadas por *dummies* que indicam o país em que se realizou a prova, a citar: o sexo, a série, o número de repetições, a diferença entre a língua falada em casa e a língua da prova e a idade. A idade é calculada a partir da diferença entre o mês e ano da aplicação do teste e o mês e ano do nascimento do estudante. Assim como mostra a literatura, os fatores mais influentes no desempenho acadêmico estão relacionados com o nível socioeconômico dos alunos e com aspectos escolares e profissionais dos seus pais⁸. Para captar essas dimensões, utilizou-se o índice adotado por Avendano et al. (2016), que avalia a situação social, econômica e cultural do aluno. Este índice é composto por três indicadores: os anos de escolaridade do pai ou da mãe com maior nível de escolaridade, o status profissional mais elevado dos pais e a riqueza presente na família. Após a normalização e a imputação dos dados, a média aritmética destes três valores dá o índice dado pelo PISA.

⁸ Indicador PISA - ISEI (International Socio-Economic Index of Occupational Status).

Além das características do aluno, serão consideradas características das escolas, a citar: tipo de instituição (pública ou privada); número de alunos em sala; proporção de alunos por professor; proporção de matrículas de estudantes do sexo feminino sobre as matrículas totais da escola. Para medidas de precariedade do ensino, utilizou-se as variáveis de absenteísmo dos professores e os índices “STAFFSHORT”⁹ - falta ou má qualidade de professores e funcionários educacionais e “STUBEHA”¹⁰ - comportamentos agressivos dos estudantes, como drogas, falta de frequência nas aulas. As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas encontram-se na Tabela 2.

Ao analisar os dados, se observa que 68% dos alunos estudam em escolas públicas, possuem, em média, condições socioeconômicas abaixo da média da OCDE. São alunos majoritariamente no 10º ano escolar, com quase 16 anos de média e que entraram na escola com 6 anos. A maior parte nunca repetiu de ano e as turmas possuem, em média, 31,7 alunos. Em relação ao gênero, a amostra deste estudo é composta por aproximadamente 51% de meninas e 49% de meninos.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Entrada declarada	6.071	0.793	4.000	9.000
Matemática	5.984	0.183	5.182	6.531
Leitura	6.037	0.212	4.469	6.608
Ciências	6.041	0.196	5.035	6.607
Menina	0.509	0.500	0.000	1.000
Idade	15.818	0.297	15.250	16.420
7ª série	0.006	0.074	0.000	1.000
8ª série	0.023	0.149	0.000	1.000
9ª série	0.127	0.333	0.000	1.000
10ª série	0.806	0.395	0.000	1.000
11ª série	0.038	0.192	0.000	1.000
Tamanho da turma	31.677	8.755	13.000	53.000
Falta de funcionários	0.264	1.198	-1.455	4.044
Absenteísmo1	0.217	0.413	0.000	1.000
Absenteísmo2	0.433	0.495	0.000	1.000
Absenteísmo3	0.230	0.421	0.000	1.000
Absenteísmo4	0.120	0.325	0.000	1.000
Alunos por professor	17.274	13.232	1.000	100.000
Língua estrangeira	0.037	0.188	0.000	1.000
Escola Privada	0.320	0.466	0.000	1.000
Índice socioeconômico	-0.750	1.177	-6.654	2.478
0 Repetência	0.875	0.330	0.000	1.000
1 Repetência	0.103	0.304	0.000	1.000

⁹Cada resultado é transformado de modo que a média da OCDE tenha média 0 e desvio padrão de 1. Assim valores positivos indicam respostas com valores maiores que a média dos países da OCDE

2 Repetências	0.019	0.137	0.000	1.000
3 Repetências	0.002	0.040	0.000	1.000
4 Repetências	0.001	0.024	0.000	1.000
Comportamento estudantil	0.208	1.132	-3.752	4.145
Proporção de alunas	0.504	0.117	0.000	1.000

Fonte: Elaboração própria. Pisa 2022.

3.3. MÉTODO

O método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é, de acordo com o Teorema de Gauss-Markov, o melhor estimador linear não viesado (MELNV), desde que atenda as hipóteses do modelo clássico de regressão linear (MCRL). Uma das hipóteses é que a esperança condicional do termo de erro seja zero:

$$E(u_i, \vec{X}_i) = 0 \quad (1)$$

Em que: u_i é o termo de erro do indivíduo i e $\vec{X}_i$ é um vetor de características observáveis do indivíduo i .

A hipótese da equação (1) garante que não há correlação entre o erro e as variáveis independentes. Ela é importante para garantir que não há viés no modelo, pois o erro sistematicamente diferente de zero produz estimadores enviesados – ou seja, há algo no termo de erro que está afetando as variáveis explicativas e, por conseguinte, os estimadores do modelo de MQO.

Na impossibilidade de garantir a hipótese de exogeneidade das variáveis – equação (1) –, o estimador de MQO deixa de ser MELNV e é necessária a adoção de um estimador alternativo para garantir que o possível viés não impacte nos resultados estimados.

O método de Variáveis Instrumentais (IV) utiliza-se do estimador de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) para obter estimativas não viesadas e consistentes dos verdadeiros valores dos β . Para que seja garantida a ausência de viés, o instrumento utilizado precisa não estar correlacionado com Y (por consequência, com o termo de erro) e estar correlacionado com X . Tais hipóteses estão descritas nas equações (2) e (3).

$$Corr(Z_i, Y_i) = 0 \quad (2)$$

$$Corr(Z_i, X_i) \neq 0 \quad (3)$$

Em que z_i é a variável instrumental para o indivíduo i .

Ao respeitar as hipóteses descritas nas equações (2) e (3) o IV garante que o instrumento afeta o resultado Y , mas apenas por meio da variável X , não diretamente o efeito de Z de Y . O estimador de MQ2E, por meio do primeiro estágio, coloca a variável endógena como variável explicada e o instrumento e as demais variáveis, como explicativas:

$$X_{1i} = \pi_0 + Z_i\pi_1 + \dots + \pi_k\vec{X}_{ki} + v_i \quad (4)$$

Em que v_i é o termo de erro do primeiro estágio e os π são os parâmetros.

Para que a hipótese representada na equação (3) seja verdadeira, π_1 deve ser diferente de zero. Assim, o instrumento retira a endogeneidade presente na variável X_1 , que passa a ser uma variável exógena para explicar a variável de resultado. Eis o segundo estágio do MQ2E:

$$Y_i = \beta_0 + X_{1i}\beta_1 + \dots + \beta_k\vec{X}_{ki} + u_i \quad (5)$$

A fim de estimar os efeitos (medidos pelos betas) em porcentagem, as notas do PISA de matemática, ciências e leitura estarão em logaritmo natural. Tal abordagem suaviza a distribuição da variável dependente e permite que o efeito das variáveis seja cumulativo (por exemplo, variável de série escolar ou de anos de repetência), evitando que o efeito seja exatamente igual a cada série ou ano de repetência a mais do estudante.

3.4. ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

Há um potencial problema de endogeneidade na escolha dos pais da idade de entrada dos filhos na educação formal, podendo a decisão estar correlacionada com variáveis não observáveis que afetem a nota em testes de conhecimento. A decisão, por exemplo, pode ser correlacionada com o desenvolvimento da criança e isso afetar os resultados de aprendizagem. A solução para este problema seria o sorteio de estudantes para entrar na educação formal em diferentes idades, porém não é uma realidade plausível com os dados disponíveis.

De acordo com a literatura, além do desenvolvimento da criança, outras variáveis também podem afetar a decisão parental quanto a decisão de entrada, como aspirações dos pais, podendo também afetar no desempenho estudantil da criança (HAMORI; KOLLO, 2011). A amostra deste trabalho é utilizada para países latino-americanos que

possuem idade de entrada bem definida por lei¹¹, permitindo a utilização do mês de nascimento como instrumento para a idade de entrada da criança na educação formal.

Como são cinco diferentes países, é necessário calcular o mês de entrada em cada 1 dos países (o *cut-off*) de entrada, de acordo com a legislação de cada país. Crianças nascidas em diferentes meses do mesmo ano podem ser matriculadas na educação formal em diferentes anos. Por exemplo, se o *cut-off* é 31 de julho e a idade é 6 anos, os alunos que nasceram antes de primeiro de agosto podem entrar na escola no sexto ano após o nascimento. Os alunos nascidos de primeiro de agosto em diante, apenas no ano seguinte. Essa variação permite mensurar o efeito da idade de entrada sobre as notas do PISA (ANGRIST; KRUEGER, 1992, BEDARD; DHUEY, 2006).

Para evitar erros de medida, é feito um cálculo para saber se as informações dadas pelos estudantes conferem. Considera-se o ano da prova (2022) uma igualdade com o ano de nascimento, a idade de entrada, a série em 2022, os anos de repetência e o delta menos 1, conforme a equação (6)¹²:

$$2022 = \text{ano de nascimento} + \text{idade de entrada} + \text{série} + \text{repetências} + \text{delta} - 1 \quad (6)$$

O delta é uma variável binária calculada a partir do *cut-off* e do início das aulas, utilizada como fator de correção para as crianças que estariam com um ano a menos na escola, conforme a equação (7.1)

$$\begin{aligned} \text{delta} & \quad (7.1) \\ &= \begin{cases} 1, & \text{se o mês de nascimento maior que o mês de início das aulas} \\ 0, & \text{se o mês de nascimento for igual ou menor ao mês de início} \end{cases} \end{aligned}$$

Há de se salientar que o México é um caso à parte, pois a aplicação da prova antecede o início do ano letivo, fazendo a amostrar ficar concentrada em 2006. Para fazer tal correção, o delta do México é uma variável binária 1 e 2, conforme a equação (7.2):

$$\begin{aligned} \text{delta} & \quad (7.2) \\ &= \begin{cases} 2, & \text{se o mês de nascimento maior que o mês de início das aulas} \\ 1, & \text{se o mês de nascimento for igual ou menor ao mês de início} \end{cases} \end{aligned}$$

O trabalho de Marchionni e Vazquez (2018) mostra como calcular o *cut-off* de cada um dos países utilizados e o instrumento, chamado de idade esperada, é calculado

¹¹ O Brasil não é incluído na análise porque a definição sobre a idade de entrada foi dada apenas no ano de 2018 pelo Supremo Tribunal Federal (STF). Desse modo, os estudantes do PISA ainda não foram afetados pela regulamentação.

¹² Com a correção na base de dados, a amostra é reduzida em aproximadamente 1/3.

conforme proposto por Bedard e Dhuey (2006), em que a variável instrumental é criada a partir da idade da criança e do *cut-off*, permitindo que se construa um instrumento discreto que varia de 0 a 11. A Tabela 3 mostra como foram construídos os *cut-offs*.

Tabela 3 - *Cut-off* de entrada

País	Início aulas	Aplicação	Nascimento	<i>Cut-off</i>	Antes	Após
Argentina	Fev/Mar	set/22	Jul 2006 a jun 2007	30/jun	11 ^a	10 ^a
Chile	Fev/Mar	Set/Out 2022	Maio 2006 a abril 2007	30/jun	11 ^a	10 ^a
Uruguai	Mar	Ago/Set 2022	Maio 2006 a Abr 2007	30/abr	10 ^a	-
México	Ago	Abr/Maio 2022	Jan 2006 a Dez 2006	31/dez	10 ^a	-
Peru	Mar	Ago/Out 2022	Maio 2006 a Abr 2007	31/jul	11 ^a	10 ^a

Fonte: Elaboração própria, baseado em Marchionni e Vazquez (2018)

4. RESULTADOS

Nessa seção, serão apresentados os resultados do estudo. Na tabela 4 são apresentados os resultados para todos os alunos, ou seja, indiferente do nível de renda, gênero ou ajustes de erros de medida. No modelo, utilizando variáveis instrumentais, os resultados foram estatisticamente não significativos para matemática e leitura.

Tabela 4 – Resultados IV sem ajustes de erros de medida

Variável/Grupo	Matemática	Leitura	Ciências
Todos	-0.0794 (0.0464)	-0.0581 (0.0525)	-0.122* (0.0537)
Observações	33,739	33,739	33,739

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Já para o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a tabela 5 apresenta um resumo com os resultados, na qual observa-se que a entrada no ensino fundamental, quanto mais tardia, pior os resultados para os estudantes latino-americanos. Conforme o modelo, a redução em matemática seria de 4,7%, 5,4% em leitura e 4,3% em ciências. Como detalhado anteriormente, existem inúmeras evidências que apontam que os resultados obtidos por meio do modelo MQO são viesados, pois as variáveis independentes possuem erro de medida. Entretanto, para este estudo, os resultados de ambos os modelos apresentaram resultados semelhantes, ainda que o resultado por MQO superestime o efeito de entrar mais cedo (mais tarde) na escola se comparado com o modelo de IV.

Tabela 5 – Resultados MQO com ajustes de erros

Variável	Matemática	Leitura	Ciências
Entrada declarada	-0.0470*** (0.0117)	-0.0541*** (0.0132)	-0.0429*** (0.0124)
Observações	20,155	20,155	20,155

Nota: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Dessa forma, ressalta-se aqui a importância da metodologia de variável instrumental, que foi utilizada para lidar com problemas de endogeneidade. Além de se utilizar uma metodologia mais robusta para a análise, é de fundamental importância realizar os ajustes na base de dados, cujo objetivo foi a retirada da amostra de erros de medida e, assim, a obtenção de estimativas mais confiáveis. Os resultados apresentados na Tabela 9 do apêndice B mostram que a variável de *cut-off*, criada conforme especificado anteriormente, é importante na determinação da idade de entrada dos estudantes na escola.

Tabela 6 – Resultados IV com ajustes de erros de medida

Variável/Grupo	Matemática	Leitura	Ciências
Todos	-0.0232*** (0.00697)	-0.0204** (0.00784)	-0.0240*** (0.00724)
Observações	20.155	20.155	20.155
Meninas	-0.0402*** (0.00941)	-0.0338*** (0.0106)	-0.0397*** (0.00956)
Observações	10748	10748	10748
Meninos	-0.0023 (0.0103)	-0.0042 (0.0117)	-0.0036 (0.0111)
Observações	9407	9407	9407

Nota: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a Tabela 6, para matemática os resultados do modelo indicam que os alunos que são os mais velhos da turma possuem em média uma redução de 2,3% em sua nota. Já para leitura, entrar no ano posterior dado o *cut-off* na escola gera uma redução de 2,0% no desempenho apresentado pelos alunos. Por fim, para a disciplina de ciências, novamente o impacto é negativo para aqueles que entram mais tarde, este efeito é 2,4% em média. Para todas as disciplinas os parâmetros têm significância estatística.

Para o grupo de estudantes do sexo feminino, o efeito é maior, ou seja, as meninas mais velhas obtiveram uma redução de 4% em matemática, 3,4% em leitura e 4% em ciências. Para o grupo do sexo masculino, os resultados não obtiveram significância estatística.

4.1. EFEITOS POR NÍVEL DE RENDA

Nas tabelas 7 e 8 são apresentados os resultados considerando a renda dos estudantes, separando em estudantes com renda acima da média da OCDE e estudantes com renda abaixo. Na tabela 7 os resultados mostram que as estudantes que possuem renda familiar abaixo da média da OCDE se beneficiam da antecipação da entrada na escola, com um acréscimo médio de suas notas de 5,1% em matemática, 4,5% para leitura e 4,9% em ciências. Já para o grupo de estudantes do sexo masculino o efeito é estatisticamente igual a zero.

Tabela 7 – Resultados para renda abaixo da média da OCDE e Gênero

Variável/Grupo	Matemática	Leitura	Ciências
Todos	-0.0294*** (0.0084)	-0.0266*** (0.00966)	-0.0265*** (0.00892)
Observações	13693	13693	13693
Meninas	-0.0507*** (0.0114)	-0.0454*** (0.0131)	-0.0493*** (0.0117)
Observações	7330	7330	7330
Meninos	-0.00230 (0.0124)	-0.00278 (0.0142)	0.00279 (0.0137)
Observações	6363	6363	6363

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 8 apresenta os resultados de proficiência em leitura, matemática e ciências separados por gênero e renda familiar acima da média OCDE. Os resultados para todo os grupos não obtiveram significância estatística, indicando que para alunos de famílias mais abastadas, a idade de entrada não é uma variável relevante na proficiência de leitura, ciências e matemática.

Tabela 8 – Resultados para renda acima da média da OCDE e Gênero

Variável/Grupo	Matemática	Leitura	Ciências
Todos	-0.0068 (0.0121)	-0.0042 (0.0132)	-0.0172 (0.0119)
Observações	6462	6462	6462
Meninas	-0.0174 (0.0159)	-0.00781 (0.0172)	-0.0194 (0.0159)
Observações	3418	3418	3418
Meninos	0.000258 (0.0183)	-0.00354 (0.0203)	-0.0165 (0.0184)
Observações	3044	3044	3044

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados das especificações adicionais do modelo estão detalhados no Apêndice A, Tabelas de 10 a 12. Observamos que a variável “entrada declarada” não apresenta significância estatística na ausência de restrições às diferenças amostrais. Quando este fator é controlado pela variável “2022”, os resultados apresentam significância estatística.

5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados obtidos neste estudo evidenciam que, alunos que iniciam o ensino fundamental mais cedo tendem a ter um desempenho acadêmico melhor do que os alunos que iniciam o ensino fundamental mais tarde. Um fator determinante para esse resultado, pode estar vinculado ao aspecto econômico familiar. Crianças de lares menos favorecidos, cujos recursos monetários (e não monetários) são limitados, enfrentam restrições que podem ter impacto no aproveitamento escolar (VECCHIOTTI, 2001; CORNELISSEN E DUSTMANN, 2019).

Outro fator importante é explicado por meio da análise de características do contexto financeiro familiar e de incentivos proporcionados nesse ambiente. Pode ser mais benéfico para a criança passar mais tempo na escola, onde haveria a oportunidade de aprender mais, em comparação com o tempo passado em casa (BLACK; DEVEREUX; SALVANES, 2011). Vecchiotti (2001), observou que características relacionadas à criança e ao seu ambiente familiar, como idade, grau de escolaridade materna, estrutura familiar, idioma falado no âmbito domiciliar e etnicidade, podem influenciar seu comportamento social e, conseqüentemente, impactando no seu rendimento escolar. No estudo mencionado, professores identificaram que crianças com mães de baixa escolaridade, famílias monoparentais ou que recebem assistência pública apresentaram prejuízo na formação de amizades e aceitação de ideias.

Resultados similares aos encontrados por este estudo foram encontrados por Cornelissen e Dustmann (2019), Lee e Burkhan (2002) e Vecchiotti (2001), no qual os autores analisaram países em desenvolvimento, que possuem condições socioeconômicas inferiores aos dos países desenvolvidos. Utilizando-se de dados da Itália, um país desenvolvido, os autores Ponzio e Scoppa (2014), indicam que crianças mais novas possuem pontuações substancialmente mais baixas do que seus colegas mais velhos. Esses resultados são contrários aos encontrados neste estudo, que considerou países em desenvolvimento: Chile, México, Uruguai, Argentina e Peru.

Ao analisar a probabilidade de um estudante frequentar o ensino médio com base na idade de entrada no ensino fundamental na China, os autores Chen e Park (2021), revelam que o atraso de um ano na matrícula escolar reduz a probabilidade de um aluno frequentar o ensino médio em 3,6%. Os autores explicam que essa redução está associada a dois fatores principais: primeiro, a entrada tardia na escola não significa que o aluno tenha mais conhecimento do que seus colegas mais novos; e, segundo, os estudantes mais velhos enfrentam um custo de oportunidade mais alto para continuar os seus estudos, pois podem precisar ingressar mais cedo no mercado de trabalho.

Outra abordagem relacionada à idade de entrada no ensino fundamental se refere a questões de gênero dos estudantes. Os autores sugerem que a entrada tardia na escola pode levar as mulheres a se casarem mais cedo, o que interfere em suas decisões de continuar os estudos em nível de pós-graduação. Além disso, a pressão para entrar mais cedo no mercado de trabalho devido à idade pode desincentivar a busca por educação avançada (ZHANG, 2022).

6. CONCLUSÃO

O presente estudo buscou analisar o impacto da idade de entrada no ensino fundamental sobre o desempenho dos alunos dos países latino-americanos: Chile, México, Uruguai, Argentina e Peru, utilizando-se como métrica os escores nas disciplinas de matemática, leitura e ciências de jovens que realizaram o teste PISA 2022. A prova é realizada pela OCDE, e possui uma ampla gama de informações acerca da família, escola e individuais de cada aluno e que foram utilizadas como variáveis de controle para o rendimento escolar visando auxiliar a explicação da variação das notas de cada estudante.

A metodologia escolhida neste trabalho segue a literatura da temática e utiliza Variáveis Instrumentais a fim de lidar com o problema de endogeneidade e, assim, evitar resultados enviesados. Nesse sentido, a Variável Instrumental foi construída por meio da idade esperada e visa estabelecer a causalidade com o desempenho estudantil. Além disso, para fins de manutenção da confiabilidade da amostra foi realizado o tratamento na base de dados de modo a eliminar erros de medida e, dessa forma, obter estimativas mais precisas. Adicionalmente, foram analisados a idade de entrada discriminada por gênero (meninos e meninas) e nível de renda (acima e abaixo da média da OCDE).

O estudo, conforme descrito nos resultados, demonstrou que as estudantes que ingressaram no ensino fundamental de forma antecipada tiveram médias superiores, nas disciplinas de matemática, leitura e ciências, em comparação com seus colegas que iniciaram seus estudos mais tarde. Essa diferença é ainda mais acentuada quando a estudante pertence a uma família com renda abaixo da média da OCDE. Conforme é abordada pela literatura, esse resultado é explicado pelo impacto que fatores relacionados ao ambiente em que a criança se encontra quando está fora da escola.

Por fim, este estudo teve sua abrangência limitada aos resultados da prova PISA para o ano de 2022 para os alunos dos países: Chile, México, Uruguai, Argentina e Peru. Outra limitação faz referência a perda de aproximadamente um terço da amostra em razão de erros de medida. Nesse sentido, não é possível generalizar os resultados apresentados nesta pesquisa. Espera-se, no entanto, que este estudo tenha suas contribuições, tanto na prática quanto na teoria, e que sirva de base para demais pesquisas similares. Além dos resultados aqui apresentados, novos estudos são necessários para o balizamento de diversas políticas públicas.

REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples. **Journal of the American Statistical Association**, v. 418, 1992.
- AVENDANO, R.; BARRERA-OSORIO, F.; PARRA, S. N.; VEVER, F. Understanding student performance beyond traditional factors: Evidence from Pisa. OECD, 2016.
- ATTAR, I.; COHEN-ZADA, D. The effect of school entrance age on educational outcomes: evidence using multiple cutoff dates and exact date of birth. IZA - **Institute of Labor Economics - Discussion paper series**, Bohn, v. 10568, Fevereiro 2017.
- BAUER, P. C.; RIPHahn, R. T. Age at school entry and intergenerational educational mobility. **Economics Letters**, v. 103, p. 87–90, Fevereiro 2009.
- BEDARD, K.; DHUEY, E. The persistence of early childhood maturity: International evidence of long-run age effects. **Quarterly Journal of Economics**, v. 121, p. 1437–1472, 2006.
- BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J.; SALVANES, K. G. Too young to leave the nest? The effects of school starting age. **The Review of Economics and Statistics**, 93(2), 455, v. 21, p. 101–110, 2011.
- CHEN, Jiaying; PARK, Albert. School entry age and educational attainment in developing countries: Evidence from China's compulsory education law. **Journal of Comparative Economics**. V. 49, n. 3, p. 715-732, 2021.
- CORNELISSEN, Thomas; DUSTMANN, Christian. Early School Exposure, Test Scores, and Noncognitive Outcomes. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 11, n. 2, p. 35-63, 2019.
- DATAR, A.; GOTTFRIED, M. A. School entry age and children's social-behavioral skills: Evidence from a national longitudinal study of u.s. kindergartners. **Educational Evaluation and Policy Analysis**, XX, p. 1–21, 2014.
- DEE, T. S.; SIEVERTSEN, H. H. The gift of time? School starting age and mental health. **Health Economics**, v. 27, p. 781–802, 2016.
- DOBKIN, C.; FERREIRA, F. Do school entry laws affect educational attainment and labor market outcomes? **Economics of Education Review**, v. 29, p. 40–54, 2010.
- FERTIG, M.; KLUVE, J. The effect of age at school entry on educational attainment in germany. IZA - Institute of Labor Economics - **Discussion paper series**, Bohn, v. 1507, Março 2005.
- FERTIG, M. Who's to blame? The determinants of German students' achievement in the PISA 2000 study. **Discussion paper series**, v. 739, 2003.
- GAMBARO, L.; MARCUS, J.; PETER, F. School entry, afternoon care, and mothers' labour supply. **Empirical Economics**, Springer, v. 57, n. 3, p. 769–803, 2019.
- HAMORI, S.; KOLLO, J. Whose children gain from starting school later? evidence from hungary. IZA - **Institute of Labor Economics - Discussion paper series**, Bohn, v. 5539, Fevereiro 2011.
- HANLY, M.; EDWARDS, B.; GOLDFELD, S.; CRAVEN, R. G.; MOONEY, J.; JORM, L.; FALSTER, K. School starting age and child development in a state-wide, population-level cohort of children in their first year of school in New South

- Wales, Australia. **Early Childhood Research Quarterly**, v. 48, p. 325–340, 2019.
- MARCHIONNI, M.; VAZQUEZ, E. The causal effect of an extra year of schooling on skills and knowledge in latin america. evidence from PISA. **Assessment in Education: Principles, Policy & Practice**, 2018.
- MUHLENWE, A.; BLOMEYER, D.; STICHNOTH, M. L. H. Effects of age at school entry (ASE) on the development of non-cognitive skills: Evidence from psychometric data. **Economics of Education Review**, v. 31, p. 68–76, 2012.
- OECD. **PISA 2018 assessment and analytical framework**. [S.l.]: OECD publishing, 2019.
- OECD. **PISA 2018 Results (Volume I)**. [s.n.], 2019. 354 p. Disponível em: <<https://www.oecd-ilibrary.org/content/publication/5f07c754-en>>.
- OECD. **PISA 2018 Results (Volume III)**. [s.n.], 2019. 368 p. Disponível em: <<https://www.oecd-ilibrary.org/content/publication/acd78851-en>>.
- OECD (2023), **PISA 2022 Results (Volume I): The State of Learning and Equity in Education**, **PISA, OECD Publishing**, Paris, <https://doi.org/10.1787/53f23881-en>
- PONZOA, M.; SCOPPA, V. The long-lasting effects of school entry age: evidence from italian students. **Journal of policy modelling**, v. 36, p. 578-599, 2014.
- ROSA, L.; MARTINS, M.; CARNOY, M. Achievement gains from reconfiguring early schooling: the case of Brazil's primary education reform. **Economics of Education Review**, v. 68, p. 1–12, 2019.
- STIPEK, D. J. School entry age. In: BOIVIN, M.; PETERS, R. D.; TREMBLAY, R. E. (Ed.). **Encyclopedia on early childhood development**. 2a. ed. Montreal: [s.n.], 2009. Disponível em: <<http://www.child-encyclopedia.com/school-readiness/according-experts/school-entry-age>>. Acesso em: 16 Março de 2024.
- VECCHIOTTI, Sara. Kindergarten: The Overlooked School Year. Working Paper Series. **Foundation for Child Development**, 49p, Nova York, 2001.
- WEST, Jerry; DENTON, Kristin; REANEY, Lizabeth m. The kindergarten year: findings from the early childhood longitudinal study, kindergarten class of 1998–99. **National Center for Education Statistics**, 2000.
- ZHANG, Lin. Age Matters for Girls: School Entry Age and Female Graduate Education. **Economics of Education Review**. V. 86, 2022.

APÊNDICE B

Tabela 9 – Primeiro Estágio

Variável	Todos	Meninas	Meninos	Baixa Renda	Alta renda
Idade Esperada	0.694*** (0.00726)	0.705*** (0.00982)	0.679*** (0.0108)	0.681*** (0.00877)	0.724*** (0.0128)
Tamanho de turma	0.0000984 (0.000132)	0.000148 (0.000165)	0.0000160 (0.000212)	0.000168 (0.000157)	-0.0000640 (0.000246)
Língua estrangeira	0.0105 (0.00687)	0.00810 (0.00905)	0.0127 (0.0105)	0.0104 (0.00754)	0.0102 (0.0178)
Proporção de alunas	-0.00597 (0.0104)	-0.0221 (0.0151)	0.0134 (0.0145)	-0.00387 (0.0125)	-0.0105 (0.0186)
Tipo de escola	-0.00602 (0.00323)	-0.00906* (0.00413)	-0.00272 (0.00506)	-0.00665 (0.00431)	-0.00629 (0.00518)
Absenteísmo 1	-0.00301 (0.00493)	0.00804 (0.00660)	-0.0158* (0.00743)	-0.00125 (0.00573)	-0.00753 (0.00905)
Absenteísmo 2	-0.000819 (0.00416)	0.00545 (0.00572)	-0.00791 (0.00606)	0.000588 (0.00489)	-0.00265 (0.00731)
Absenteísmo 3	-0.00166 (0.00425)	0.00612 (0.00580)	-0.0104 (0.00625)	-0.000977 (0.00496)	-0.00322 (0.00758)
Falta de funcionários	-0.000770 (0.00107)	-0.00165 (0.00143)	0.000344 (0.00163)	-0.00191 (0.00124)	0.00239 (0.00214)
Alunos por professor	-0.0000859 (0.0000831)	-0.0000855 (0.000106)	0.0000893 (0.000133)	0.0000245 (0.0000959)	-0.0000526 (0.000169)
1 Repetência	-0.913*** (0.00854)	-0.904*** (0.0129)	-0.917*** (0.0114)	-0.901*** (0.0111)	-0.924*** (0.0163)
2 Repetências	-1.859*** (0.0246)	-1.837*** (0.0371)	-1.876*** (0.0324)	-1.857*** (0.0283)	-1.775*** (0.0904)
3 Repetências	-2.799*** (0.0423)	-2.732*** (0.0425)	-2.813*** (0.0473)	-2.789*** (0.0462)	
4 Repetências	-3.687*** (0.0248)		-3.687*** (0.0293)	-3.676*** (0.0271)	
Idade	0.356*** (0.00831)	0.347*** (0.0115)	0.364*** (0.0119)	0.359*** (0.00968)	0.343*** (0.0159)
Menina	-0.000946 (0.00222)			-0.0000746 (0.00268)	-0.00407 (0.00388)
Comportamento estudantil	0.000444 (0.00131)	0.00319 (0.00172)	-0.00301 (0.00200)	0.00155 (0.00160)	-0.00265 (0.00227)
Índice socioeconômico	-0.0000294 (0.00104)	-0.000146 (0.00133)	0.000342 (0.00163)	-0.00135 (0.00164)	-0.00112 (0.00483)
Constante	-0.985*** (0.105)	-0.957*** (0.145)	-1.023*** (0.150)	-0.973*** (0.123)	-3.736*** (0.191)
Dummy Séries	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy Países	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	20155	10748	9407	13693	6462
R Quadrado	0.8971	0.9007	0.8934	0.8891	0.9154
Estatística F	68261.11	1792.42	31445.22	48343.5	1489.88

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros-padrão robustos entre parentêses.

Tabela 10 – Resultados por tipo de renda

	Renda abaixo da OCDE			Renda acima da OCDE		
Variável	Matemática	Leitura	Ciências	Matemática	Leitura	Ciências
Entrada declarada	-0.0294*** (0.00840)	-0.0266** (0.00966)	-0.0265** (0.00892)	-0.00682 (0.0121)	-0.00424 (0.0132)	-0.0172 (0.0120)
Tamanho de turma	0.00176*** (0.000237)	0.00207*** (0.000284)	0.00220*** (0.000265)	0.00149*** (0.000437)	0.00164*** (0.000485)	0.00150*** (0.000453)
Língua estrangeira	-0.0877*** (0.0105)	-0.0948*** (0.0132)	-0.0779*** (0.0109)	-0.142*** (0.0225)	-0.132*** (0.0261)	-0.110*** (0.0220)
Proporção de alunas	0.00419 (0.0154)	0.0363* (0.0182)	-0.00681 (0.0173)	-0.00286 (0.0248)	0.0250 (0.0275)	0.0144 (0.0258)
Tipo de escola	0.0607*** (0.00586)	0.0679*** (0.00662)	0.0621*** (0.00658)	0.0507*** (0.00763)	0.0582*** (0.00842)	0.0540*** (0.00790)
Absenteísmo 1	-0.0660*** (0.00835)	-0.0796*** (0.00929)	-0.0681*** (0.00858)	-0.0389** (0.0147)	-0.0468** (0.0166)	-0.0533*** (0.0162)
Absenteísmo 2	-0.0313*** (0.00676)	-0.0372*** (0.00756)	-0.0301*** (0.00691)	-0.0350** (0.0122)	-0.0405** (0.0138)	-0.0391** (0.0131)
Absenteísmo 3	-0.0251*** (0.00678)	-0.0267*** (0.00784)	-0.0265*** (0.00712)	-0.0333* (0.0132)	-0.0392** (0.0151)	-0.0457** (0.0146)
Falta de funcionários	-0.00299 (0.00197)	-0.00373 (0.00221)	-0.00261 (0.00198)	-0.00252 (0.00334)	-0.000890 (0.00373)	-0.00115 (0.00359)
Alunos por professor	0.000284 (0.000167)	0.000289 (0.000179)	0.000130 (0.000167)	0.000122 (0.000282)	0.0000363 (0.000312)	0.000114 (0.000318)
1 Repetência	-0.0708*** (0.0161)	-0.0864*** (0.0193)	-0.0883*** (0.0156)	-0.150*** (0.0262)	-0.169*** (0.0296)	-0.166*** (0.0259)
2 Repetências	-0.0482 (0.0273)	-0.0748 (0.0399)	-0.0411 (0.0331)	-0.0744 (0.0545)	-0.0582 (0.0659)	-0.0652 (0.0701)
3 Repetências	-0.298*** (0.0671)	-0.302** (0.105)	-0.409*** (0.0842)			
4 Repetências	-0.152** (0.0492)	-0.152* (0.0669)	-0.00968 (0.0663)			
Idade	0.0255** (0.00866)	0.0278** (0.0100)	0.0245** (0.00949)	-0.000262 (0.0142)	0.000572 (0.0159)	0.00754 (0.0148)
Menina	-0.0371*** (0.00389)	0.0198*** (0.00454)	-0.0344*** (0.00417)	-0.0409*** (0.00610)	0.0101 (0.00695)	-0.0335*** (0.00642)
Comportamento estudantil	-0.0167*** (0.00215)	-0.0173*** (0.00259)	-0.0154*** (0.00233)	-0.0239*** (0.00354)	-0.0212*** (0.00394)	-0.0244*** (0.00380)
Índice socioeconômico	0.0316*** (0.00232)	0.0465*** (0.00281)	0.0342*** (0.00254)	0.0709*** (0.00799)	0.0688*** (0.00929)	0.0706*** (0.00880)
Constante	5.702*** (0.121)	5.636*** (0.147)	5.787*** (0.140)	5.837*** (0.190)	5.788*** (0.218)	5.928*** (0.225)
Dummy Séries	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy Países	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	13.693	13.693	13.693	6462	6462	6462

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 11 – Resultados para alunos com renda abaixo da média da OCDE por gênero

	Meninas			Meninos		
Variável	Matemática	Leitura	Ciências	Matemática	Leitura	Ciências
Entrada declarada	-0.0507*** (0.0114)	-0.0454*** (0.0131)	-0.0493*** (0.0117)	-0.00230 (0.0124)	-0.00278 (0.0142)	0.00279 (0.0137)
Tamanho de turma	0.00150*** (0.000316)	0.00163*** (0.000368)	0.00195*** (0.000355)	0.00211*** (0.000355)	0.00261*** (0.000439)	0.00250*** (0.000397)
Língua estrangeira	-0.0930*** (0.0125)	-0.0883*** (0.0153)	-0.0762*** (0.0127)	-0.0791*** (0.0172)	-0.100*** (0.0218)	-0.0780*** (0.0184)
Proporção de alunas	0.0279 (0.0201)	0.0684** (0.0238)	0.0147 (0.0244)	-0.0173 (0.0245)	-0.00608 (0.0287)	-0.0336 (0.0257)
Tipo de escola	0.0596*** (0.00807)	0.0640*** (0.00911)	0.0563*** (0.00931)	0.0625*** (0.00861)	0.0727*** (0.00954)	0.0690*** (0.00927)
Absenteísmo 1	-0.0585*** (0.0110)	-0.0817*** (0.0121)	-0.0700*** (0.0112)	-0.0725*** (0.0128)	-0.0742*** (0.0145)	-0.0651*** (0.0133)
Absenteísmo 2	-0.0233* (0.00905)	-0.0341*** (0.00995)	-0.0295** (0.00902)	-0.0382*** (0.0102)	-0.0380** (0.0117)	-0.0294** (0.0108)
Absenteísmo 3	-0.0122 (0.00941)	-0.0247* (0.0107)	-0.0209* (0.00956)	-0.0378*** (0.00988)	-0.0262* (0.0117)	-0.0320** (0.0107)
Falta de funcionários	0.000449 (0.00250)	-0.00271 (0.00273)	-0.00116 (0.00249)	-0.00713* (0.00308)	-0.00457 (0.00360)	-0.00451 (0.00317)
Alunos por professor	0.000487* (0.000208)	0.000577** (0.000224)	0.000489* (0.000219)	0.0000574 (0.000273)	-0.0000365 (0.000293)	-0.000304 (0.000259)
1 Repetência	-0.0947*** (0.0227)	-0.0929*** (0.0257)	-0.112*** (0.0217)	-0.0420 (0.0230)	-0.0773** (0.0281)	-0.0607** (0.0224)
2 Repetências	-0.0815* (0.0353)	-0.0354 (0.0580)	-0.0254 (0.0444)	-0.000629 (0.0407)	-0.0966 (0.0523)	-0.0279 (0.0461)
3 Repetências	-0.173** (0.0627)	-0.0154 (0.0659)	-0.278*** (0.0754)	-0.234*** (0.0664)	-0.307** (0.104)	-0.349*** (0.0835)
4 Repetências				-0.0815 (0.0609)	-0.119 (0.0793)	0.0324 (0.0735)
Idade	0.0402*** (0.0117)	0.0389** (0.0132)	0.0370** (0.0126)	0.00796 (0.0129)	0.0159 (0.0153)	0.0102 (0.0145)
Comportamento estudantil	-0.0177*** (0.00288)	-0.0180*** (0.00343)	-0.0191*** (0.00314)	-0.0152*** (0.00324)	-0.0166*** (0.00397)	-0.0111** (0.00350)
Índice socioeconômico	0.0334*** (0.00301)	0.0527*** (0.00360)	0.0355*** (0.00331)	0.0298*** (0.00363)	0.0385*** (0.00448)	0.0330*** (0.00397)
Constante	5.456*** (0.160)	5.463*** (0.185)	5.500*** (0.179)	5.785*** (0.179)	5.677*** (0.215)	5.832*** (0.201)
Dummy Séries	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy Países	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7330	7330	7330	6363	6363	6363

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros-padrão robustos entre parentêses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 12 – Resultados para alunos com renda acima da média da OCDE por gênero

Variável	Meninas			Meninos		
	Matemática	Leitura	Ciências	Matemática	Leitura	Ciências
Entrada declarada	-0.0174 (0.0159)	-0.00781 (0.0172)	-0.0194 (0.0159)	0.000258 (0.0183)	-0.00354 (0.0203)	-0.0165 (0.0184)
11ª Série	0.342*** (0.0345)	0.373*** (0.0514)	0.232* (0.116)			
Tamanho de turma	0.00120* (0.000516)	0.00172** (0.000625)	0.00117* (0.000553)	0.00175* (0.000687)	0.00153* (0.000736)	0.00182* (0.000722)
Língua estrangeira	-0.131*** (0.0214)	-0.117*** (0.0264)	-0.0986*** (0.0245)	-0.155*** (0.0404)	-0.150** (0.0459)	-0.121** (0.0374)
Proporção de alunas	0.0391 (0.0387)	0.0648 (0.0426)	0.0737 (0.0397)	-0.0436 (0.0341)	-0.0261 (0.0371)	-0.0437 (0.0357)
Tipo de escola	0.0340*** (0.00984)	0.0447*** (0.0112)	0.0410*** (0.0105)	0.0742*** (0.0121)	0.0776*** (0.0131)	0.0727*** (0.0124)
Absenteísmo 1	0.00121 (0.0212)	0.000121 (0.0236)	-0.0183 (0.0234)	-0.0758*** (0.0200)	-0.0926*** (0.0226)	-0.0865*** (0.0220)
Absenteísmo 2	-0.00422 (0.0181)	-0.00229 (0.0200)	-0.0109 (0.0199)	-0.0618*** (0.0162)	-0.0753*** (0.0184)	-0.0643*** (0.0167)
Absenteísmo 3	-0.0145 (0.0187)	-0.0148 (0.0210)	-0.0280 (0.0213)	-0.0461* (0.0183)	-0.0578** (0.0208)	-0.0574** (0.0193)
Falta de funcionários	-0.00651 (0.00450)	-0.000881 (0.00501)	-0.00469 (0.00464)	0.00199 (0.00489)	-0.00158 (0.00551)	0.00266 (0.00552)
Alunos por professor	0.0000231 (0.000383)	-0.0000583 (0.000414)	0.0000313 (0.000413)	0.000254 (0.000404)	0.000186 (0.000453)	0.000243 (0.000481)
1 Repetência	-0.168*** (0.0361)	-0.170*** (0.0414)	-0.173*** (0.0373)	-0.143*** (0.0354)	-0.173*** (0.0402)	-0.170*** (0.0346)
2 Repetências	-0.0233 (0.0455)	-0.0213 (0.0628)	-0.000524 (0.0562)	-0.157 (0.116)	-0.0948 (0.105)	-0.173 (0.117)
Idade	0.00212 (0.0187)	-0.00393 (0.0221)	-0.00590 (0.0205)	0.00169 (0.0210)	0.00874 (0.0228)	0.0251 (0.0210)
Comportamento estudantil	-0.0200*** (0.00482)	-0.0192*** (0.00526)	-0.0211*** (0.00496)	-0.0257*** (0.00511)	-0.0214*** (0.00593)	-0.0256*** (0.00579)
Índice socioeconômico	0.0765*** (0.0109)	0.0762*** (0.0129)	0.0783*** (0.0124)	0.0600*** (0.0115)	0.0575*** (0.0128)	0.0582*** (0.0120)
Constante	5.788*** (0.251)	5.846*** (0.302)	6.077*** (0.296)	6.138*** (0.298)	6.076*** (0.324)	5.902*** (0.302)
Dummy Séries	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy Países	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3418	3418	3418	3044	3044	3044

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros-padrão robustos entre parentêses.

Fonte: Elaboração própria.

CONCLUSÃO

Na presente dissertação foram abordados dois ensaios que analisaram estudantes de 15 anos de diferentes nacionalidades que realizaram a prova PISA nos anos de 2018 e 2022. Em uma primeira abordagem foram analisados os aspectos relacionados a mesada e seus efeitos na alfabetização financeira. Uma segunda abordagem, envolve a investigação do efeito da idade de entrada no ensino fundamental no desempenho acadêmico.

Conforme a literatura apresentada neste trabalho, a mesada exerce um papel importante na interação entre pais e filhos, na qual os pais buscam recompensar seus filhos por bom comportamento, boas notas, para cobrir despesas diárias ou por terem realizado alguma tarefa. Esses pontos também são discutidos no modelo teórico que aborda o problema do agente-principal, onde os pais atuam como principais, repassando a mesada, e os filhos desempenham o papel de agentes. Por meio da metodologia PSM, os resultados indicam que a mesada, quando dada como forma de presente, ou seja, de maneira incondicional, é capaz de aumentar o rendimento dos jovens na prova de alfabetização financeira. Contudo, quando a mesada é condicional, ou seja, o estudante precisa realizar alguma tarefa para recebê-la, ela tende a reduzir as notas em finanças nos países que participaram do teste.

A partir de dados sobre o efeito da idade de entrada no ensino fundamental sobre o desempenho escolar, a literatura revela-se ambígua, apresentando resultados divergentes em relação à idade mais apropriada para o ingresso na escola. Alguns estudos indicam que alunos mais velhos se beneficiam da entrada tardia na escola, uma vez que estão mais desenvolvidos do ponto de vista cognitivo e emocional. Outros estudos apontam que, quando o ambiente familiar não é propício ao desenvolvimento da criança, esta, por sua vez, se beneficia ao ingressar mais cedo na escola. Conforme os resultados obtidos neste estudo, utilizando a metodologia de variáveis instrumentais, meninas de famílias com renda média abaixo da média da OCDE se beneficiam da entrada antecipada na escola.

Por fim, destaca-se que o estudo teve sua abrangência limitada aos resultados da prova PISA de 2018, para o primeiro ensaio, e de 2022, para o segundo ensaio. Além disso, o primeiro estudo considerou apenas os países que participaram da prova de

alfabetização financeira do PISA em 2018. O segundo texto restringiu-se aos países da América Latina — Chile, México, Uruguai, Argentina e Peru — que possuíam diretrizes para estabelecer regras de entrada dos estudantes. Nesse sentido, não é possível generalizar os resultados apresentados. No entanto, espera-se que este estudo sirva de base para pesquisas similares, bem como para orientar a formulação de diversas políticas públicas.



Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação
Av. Ipiranga, 6681 – Prédio 1 – Térreo
Porto Alegre – RS – Brasil
Fone: (51) 3320-3513
E-mail: propesq@pucrs.br
Site: www.pucrs.br