

da Silveira, Marcos Antonio Coutinho

Working Paper

Frequência e gasto escolar das famílias brasileiras no ensino básico: Evidência microeconômica com a POF 2017-2018

Texto para Discussão, No. 3032

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: da Silveira, Marcos Antonio Coutinho (2024) : Frequência e gasto escolar das famílias brasileiras no ensino básico: Evidência microeconômica com a POF 2017-2018, Texto para Discussão, No. 3032, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, <https://doi.org/10.38116/td3032-port>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/302262>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/2.5/br/>

TEXTO PARA DISCUSSÃO

3032

**FREQUÊNCIA E GASTO ESCOLAR
DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS
NO ENSINO BÁSICO:
EVIDÊNCIA MICROECONÔMICA
COM A POF 2017-2018**

MARCOS ANTONIO COUTINHO DA SILVEIRA



**FREQUÊNCIA E GASTO ESCOLAR
DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS
NO ENSINO BÁSICO:
EVIDÊNCIA MICROECONÔMICA
COM A POF 2017-2018**

MARCOS ANTONIO COUTINHO DA SILVEIRA¹

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Disoc/Ipea).

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta

LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional

FERNANDO GAIGER SILVEIRA

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**

LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

ARISTIDES MONTEIRO NETO

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais,
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

FERNANDA DE NEGRI

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

CARLOS HENRIQUE LEITE CORSEUIL

Diretor de Estudos Internacionais

FÁBIO VÉRAS SOARES

Chefe de Gabinete

ALEXANDRE DOS SANTOS CUNHA

**Coordenadora-Geral de Imprensa e
Comunicação Social**

GISELE AMARAL

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2024

Silveira, Marcos Antonio Coutinho da

Frequência e gasto escolar das famílias brasileiras no ensino básico : evidência microeconômica com a POF 2017-2018 / Marcos Antonio Coutinho da Silveira. – Rio de Janeiro: Ipea, 2024.

127 p. – (Texto para Discussão ; n. 3032).

Inclui Bibliografia.

ISSN 1415-4765

1. Educação. 2. Ensino Básico. 3. Frequência Escolar. 4. Gasto Escolar. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. II. Título.

CDD 370.13

Ficha catalográfica elaborada por Elizabeth Ferreira da Silva CRB-7/6844.

Como citar:

SILVEIRA, Marcos Antonio Coutinho da. **Frequência e gasto escolar das famílias brasileiras no ensino básico**: evidência microeconômica com a POF 2017-2018. Rio de Janeiro : Ipea, ago. 2024. 127 p. (Texto para Discussão, n. 3032).

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td3032-port>

JEL: D1, E2, I2.

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).

Acesse: <https://repositorio.ipea.gov.br/>.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE	
ABSTRACT	
1 INTRODUÇÃO	6
2 LITERATURA.....	12
3 BASE DE DADOS.....	16
4 ANÁLISE DESCRITIVA	18
4.1 Variáveis dependentes: frequência e gasto no ensino básico.....	18
4.2 Variáveis explicativas: características demográficas e socioeconômicas.....	25
5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	56
6 RESULTADOS DO MODELO ECONOMETRICO	65
6.1 Testes de especificação.....	66
6.2 Estimativas dos efeitos marginais das variáveis explicativas.....	67
5 CONCLUSÃO	89
REFERÊNCIAS	91
APÊNDICE A	95
APÊNDICE B	98
APÊNDICE C	116

SINOPSE

Com dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2017-2018, este *Texto para Discussão* investiga os determinantes demográficos e socioeconômicos do investimento das famílias brasileiras na educação básica de seus membros em idade escolar, o qual se processa por meio de três decisões sequenciais: a frequência escolar, a opção entre as redes pública e particular – ou seja, se incorre ou não em gasto escolar positivo – e o tamanho do gasto escolar. Em decorrência dessa estrutura sequencial, um modelo de viés de seleção amostral duplo é estimado separadamente para os três ciclos de ensino (infantil, fundamental e médio) a fim de corrigir eventuais vieses de seleção amostral decorrentes da correlação entre os fatores não observados daquelas três decisões. Consistente com a evidência encontrada em outros países, esse investimento é positivamente afetado pelo nível de escolaridade dos responsáveis pela família, pela renda *per capita* familiar e pela qualidade da educação disponível. Efeito na direção contrária é observado em relação à distância entre a residência da família e a capital de seu estado. Outras variáveis com efeito significativo são a cor e a ocupação predominante na família, o gênero dos membros em idade escolar, a região geográfica e o tamanho da família, bem como sua composição etária.

Palavras-chave: educação; ensino básico; frequência escolar; gasto escolar.

ABSTRACT

Using data from the 2017-2018 Households Budget Survey, the work investigates the demographic and socioeconomic determinants of the Brazilian families investment in the basic education of their school-age members, which is processed through three sequential decisions: school attendance, the option between public and private school (i.e., whether or not it incurs positive school spending) and the size of school spending. As a result of this sequential structure, a double sample selection bias model is estimated separately for the three education levels (preschool, elementary-middle school and high school) in order to correct any sample selection biases arising from the correlation between unobserved factors in those three decisions. Consistent with the evidence found in other countries, that investment is positively affected by the level of education of those responsible for the family, the per-capita family income and the quality of education available. An effect in the opposite direction is observed in relation to the distance between the family's residence and the capital of their State. Other variables with a significant effect are the color and the predominant job occupation in the family, the gender of school-age members, the geographic region and size of the family, as well its age composition.

Keywords: basic education; school attendance; school spending.

1 INTRODUÇÃO

A acumulação de farta evidência empírica proveniente de diferentes tipos de economias e países vem corroborando – por meio da aquisição de conhecimento e aprimoramento das habilidades individuais – a teoria do capital humano, no que tange aos efeitos positivos da educação sobre a produtividade dos fatores de produção e a renda pessoal. A economia da educação é, portanto, uma ferramenta teórica central no desenho de políticas públicas de longo prazo orientadas para o crescimento econômico e a distribuição de renda. Não menos importante, e fugindo do aspecto puramente econômico, educação é também fundamental para o aprofundamento da participação política, da integração social e da difusão de valores culturais civilizatórios.

Embora os argumentos anteriores justifiquem a massiva presença do Estado no financiamento da educação, em muitos países o gasto privado das famílias ocupa importante papel de complementaridade em relação ao gasto público. De fato, é reconhecido que, principalmente nos países pobres e emergentes, a oferta insuficiente e/ou a qualidade sofrível da educação pública pressiona as famílias – e não apenas as mais afluentes – a contribuir cada vez mais para a educação de seus membros em idade escolar, principalmente na forma de gastos com mensalidades em instituições privadas.¹ Ademais, mesmo na presença de uma ampla rede pública de ensino, os serviços de educação providos por ela nem sempre são inteiramente gratuitos para as famílias, as quais podem ser chamadas a contribuir na forma de gastos com material didático, uniforme, merenda escolar, transporte, aulas particulares e até mesmo com parte das mensalidades em alguns países. Entre as estratégias mais empregadas para financiar seu esforço educacional, as famílias mais pobres sacrificam outras despesas relevantes de seu orçamento, tomam empréstimos com longo prazo de repagamento ou negociam descontos com base no número de filhos, o que em muitos casos degrada fortemente sua qualidade de vida em decorrência de um nível de endividamento incontrolável e/ou um corte drástico no consumo de bens e serviços essenciais.

Nesse sentido, com base em dados do Instituto de Estatísticas da Unesco² (Unesco Institute for Statistics – UIS), os relatórios de monitoramento global da educação (Global Education Monitoring – GEM) de 2019 e 2020 apontam que, em geral, quanto mais pobre um país maior a contribuição das famílias para o financiamento da educação. Segundo

1. Como descrito em Wolf e Zohlnhöfer (2009), essa contribuição também não é desprezível em muitos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), sendo influenciada por razões institucionais, políticas e socioculturais.

2. Unesco – Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura.

esses estudos, para os países de média e baixa renda com dados disponíveis, a contribuição das famílias responde em média, respectivamente, por 23% e 43% do gasto total com educação (soma do gasto público e privado), variando de 0,1% do produto interno bruto (PIB) (Geórgia) a 3,9% do PIB (Uganda). Em alguns países, a contribuição chega a responder por quase a metade do gasto total com educação, tal como Uganda (63%), El Salvador (50%), Indonésia (49%) e Peru (45%). Já nos países de alta renda com dados disponíveis, a contribuição das famílias corresponde em média a 11% do gasto total com educação, sendo majoritariamente menor que 1% do PIB. O relatório conclui, portanto, que as famílias são uma significativa, porém subestimada, fonte de recursos alocados na educação, em grande parte devido à informação relativamente escassa do gasto privado frente ao gasto público. Com foco na América Latina, e também com dados do UIS referentes aos anos de 2015 e 2016 para um grupo de sete países da região, Resende (2020) aponta para o importante esforço financeiro das famílias com a educação de seus membros, cujo gasto educacional total como proporção do PIB varia entre 0,84% (Argentina) e 3,1% (Peru).^{3,4} Complementando esses resultados, o autor também aponta que, nos países sul-americanos, a participação da rede particular de ensino no total de matrículas efetuadas em 2016 nos ciclos primário e secundário alcança 10% em todos os países, e 20% em seis deles.⁵

Esse amplo e crescente conjunto de evidências empíricas acerca do gasto privado na educação tem motivado uma série de estudos – a partir de dados microeconômicos coletados por pesquisas de orçamentos familiares de diferentes países – acerca dos determinantes demográficos e socioeconômicos do esforço financeiro e material das famílias para a educação de seus membros. Esses estudos ajudam a compreender as razões pelas quais a importância relativa do gasto privado – frente ao gasto público – difere não apenas entre países mas principalmente entre segmentos sociais de um mesmo país, contribuindo assim para o desenho e a avaliação de políticas públicas educacionais. Como mais bem explicado adiante, este trabalho se insere nessa linha

3. Os demais países são Chile (1,6%), Colômbia (2,2%), Costa Rica (2,2%), México (1,2%) e Paraguai (1,9%).

4. Com base em microdados de pesquisas de orçamentos familiares referentes a um grupo mais amplo e diversificado de países da América Latina e Caribe para o período entre 2003 e 2014, Acerenza e Gandelman (2017) estimam que o gasto escolar das famílias, como proporção do PIB, gira em torno de 1,9%, enquanto o gasto público gira em torno de 4,4%.

5. Em alguns países, a crescente participação do setor privado resulta de reformas educacionais pró-mercado, tal como o programa de *voucher* no Chile e as escolas concessionadas na Colômbia (uma aliança público-privada que existe desde 1999), as quais seguem o modelo das escolas *charter* nos Estados Unidos, ou seja, escolas financiadas publicamente, mas administradas de forma privada e que operam, portanto, com relativa flexibilidade regulatória.

de pesquisa, na medida em que busca melhorar o entendimento dessa questão em relação à realidade brasileira recente.

Ao adquirir no mercado serviços de educação, os pais geram para seus filhos – e possivelmente para a família como um todo – não apenas um fluxo de bem-estar no curto prazo como também um fluxo adicional de renda e bem-estar no longo prazo. Educação pode então ser interpretada como uma modalidade de poupança e investimento privado das famílias. Esse argumento, por sua vez, sugere que a recorrente constatação de que as famílias brasileiras poupam uma fração relativamente pequena de suas rendas perde sustentação quando avaliado à luz de uma medida mais abrangente de poupança, que englobe não apenas a compra líquida de ativos puramente financeiros como também a aquisição de imóveis e o investimento na formação de capital humano, que assume principalmente a forma de gastos com educação e saúde. Nesse sentido, estima-se com base na POF 2017-2018 que a proporção de famílias com gasto total positivo em itens classificados como educação, cultura e saúde é de 92%, enquanto a proporção de famílias com saldo total positivo na aquisição líquida de ativos financeiros (e/ou redução líquida de passivos financeiros) é de apenas 31%. Pode-se conjecturar a partir desses dados que a taxa relativamente baixa de poupança financeira das famílias brasileiras seria explicada, pelo menos em parte, por uma mudança na composição de seus gastos com poupança, e a consequente realocação de sua riqueza, deslocando-se da aplicação em ativos financeiros em direção à aquisição de serviços de educação e saúde.

Investimento em capital humano é, portanto, uma modalidade conceitualmente e empiricamente importante de poupança das famílias, no Brasil e em muitos países pobres e emergentes. Estudar seus determinantes esbarra, contudo, no problema de sua composição bastante heterogênea. A literatura costuma apontar os gastos com educação e saúde como seus principais componentes, os quais poderiam revelar conjuntos bem distintos de fatores determinantes. Além disso, é preciso levar em conta a heterogeneidade dentro de uma mesma rubrica. Investimento em educação, por exemplo, engloba gastos escolares (basicamente mensalidades e matrículas) com cursos regulares do ensino fundamental, médio e superior, como também despesas com cursos extrarregulares, material didático e outros bens e serviços educacionais. Cada um desses itens é não apenas individualmente relevante como também pode apresentar um conjunto específico de fatores determinantes.

A heterogeneidade do investimento em capital humano, bem como sua participação relativamente significativa na poupança total das famílias brasileiras, motiva um

extenso projeto de pesquisa acerca dos determinantes demográficos e socioeconômicos dos gastos das famílias brasileiras com educação e saúde, não apenas ao nível agregado, mas também ao nível de cada um de seus componentes individuais. Este trabalho se propõe a iniciar esse projeto a partir do estudo dos gastos escolares no ensino básico – discriminando para tanto os ciclos infantil, fundamental e médio –, por sua inegável relevância social e por constituir um dos principais itens do investimento em capital humano.⁶

Uma análise bruta dos dados da POF 2017-2018 revela que, entre as famílias com membro na faixa etária entre 0 e 17 anos, cerca de 84% não incorrem em gasto escolar no ensino básico (ciclos infantil, fundamental e médio). A título de explicação, essas famílias poderiam ter optado pela rede gratuita de ensino público ou, na pior alternativa, poderiam ter mantido aqueles membros fora da escola. Lançando alguma luz nessa questão, os dados revelam adicionalmente que em torno de 88% das famílias com algum membro naquela faixa etária possuem pelo menos um deles frequentando escola. Entre essas famílias, porém, apenas 17,4% incorrem em gasto escolar, o que é coerente com a estimativa de que apenas 20% possuem pelo menos um membro na rede particular de ensino.

Os resultados citados merecem atenção, pois revelam que, metodologicamente, o arcabouço analítico para o estudo proposto neste trabalho precisa ser capaz de modelar um processo de decisões sequenciais tomadas pelos pais (chefes da unidade familiar) em relação à educação de seus filhos (membros da família em idade escolar). Mais especificamente, esse processo engloba três decisões sequencialmente ordenadas: i) os pais decidem se matriculam ou não os filhos na escola; ii) os pais decidem se os matriculam na rede pública ou privada, ou seja, se incorrem ou não em gasto escolar; e iii) os pais decidem a proporção da renda familiar alocada no gasto escolar.⁷

Uma consequência direta dessa estratégia empírica é que o trabalho investiga não apenas os determinantes do *tamanho* do gasto mas também os da frequência escolar e da opção entre a rede pública e particular. Dessa forma, uma vez que, conforme salientado anteriormente, os alunos brasileiros do ensino básico encontram-se majoritariamente matriculados na rede pública, os estudos dos determinantes da frequência

6. Segundo o Relatório do GEM 2021, esse é o principal gasto com educação das famílias que matriculam seus filhos na rede particular.

7. Como observado com mais detalhe na seção 4, famílias com gasto escolar podem não ter membros na rede particular e, ao contrário, famílias com membros na rede particular podem não efetuar gasto escolar. No entanto, o conjunto de famílias que satisfazem essas duas condições é consideravelmente maior que cada um dos conjuntos de famílias que satisfazem apenas uma.

escolar e do gasto escolar compartilham uma mesma motivação: a contribuição das famílias brasileiras para o financiamento do gasto agregado na educação básica. A razão disso é que, embora em geral não acarrete gastos explícitos relevantes para a família, a opção pela rede pública também constitui um investimento (implícito) das famílias na educação básica, na forma do custo de oportunidade do trabalho infantil para ajudar no sustento financeiro da família ou nos afazeres domésticos.

Apesar de possivelmente relacionados, os fatores determinantes de cada uma daquelas três decisões não necessariamente coincidem, e, além disso, uma variável explicativa comum pode ter efeito diferenciado sobre elas. Mais importante, no entanto, é que os dados observados para uma decisão são “selecionados” pela decisão anterior, de forma que a tentativa de explicar os determinantes de cada decisão isoladamente corre o sério risco de produzir estimativas inconsistentes em decorrência do viés de seleção amostral analisado em Heckman (1979), que ocorre quando existem fatores comuns (variáveis latentes) não observados explicando aquelas decisões. Isso significa que a avaliação empírica dos determinantes do gasto escolar precisa ser feita em conjunto com aquela dos determinantes da frequência escolar e da opção entre a escola pública ou privada. Em outras palavras, é preciso estudar de forma integrada o conjunto de todas as decisões alocativas tomadas pelas famílias em relação à educação de seus membros em idade escolar.

A fim de implementar a estratégia empírica descrita, o trabalho lança mão de um modelo de viés de seleção amostral duplo para estimar, com dados da POF 2017-2018, os efeitos de um conjunto de variáveis explicativas – sugeridas pela literatura teórica e empírica – sobre as três decisões sequenciais das famílias brasileiras acerca da educação básica de seus membros em idade escolar. Inicialmente, é estimado por máxima verossimilhança um modelo probit para a segunda decisão (a opção entre escola pública ou privada), com uma regra de seleção amostral dada pela primeira decisão (a frequência escolar), cuja propriedade mais importante é a possibilidade de correlação entre os resíduos dessas duas decisões. Em seguida, o procedimento de Heckit é usado para corrigir o eventual viés de seleção amostral na estimação da equação de regressão linear relativa à terceira decisão (o tamanho do gasto escolar). Como nesse caso a amostra é selecionada pelas duas regras implícitas nas decisões anteriores, são utilizadas duas variáveis de correção – análogas à inversa de Mills no caso de apenas uma regra de seleção amostral.

Como esclarecido anteriormente, ambas as estatísticas de frequência e gasto escolares que foram mencionadas podem ser conjuntamente interpretadas como o

resultado da decisão das famílias brasileiras quanto ao montante de recursos alocados na educação básica de seus membros em idade escolar, seja na forma de gastos explícitos, seja na forma do custo de oportunidade do trabalho infantil. Nesse sentido, a estimação do modelo econométrico provê evidência de que tal alocação é positivamente influenciada pela renda *per capita* familiar e pela escolaridade dos pais.

Pode-se concluir, então, que esses dois efeitos se reforçam mutuamente, aprofundando a desigualdade social e travando a mobilidade social: filhos de pais mais escolarizados desfrutarão de maior capital humano e, portanto, de maior renda futura, o que por sua vez, implicará um maior gasto escolar com a educação de seus próprios filhos. Encontra-se também evidência de que aquela alocação é positivamente afetada pela qualidade dos serviços de educação e pela estabilidade da renda familiar (ocupação no setor público), enquanto é negativamente afetada pela distância da residência da família em relação à capital. Igualmente importante, não se observa de forma contundente um viés nas decisões das famílias sempre a favor de um mesmo gênero predominante entre os membros em idade escolar (viés de gênero).

Mais que uma visão qualitativa dos fatores influenciando as decisões das famílias, este trabalho reporta uma estimativa da magnitude do efeito marginal de cada fator sobre a frequência e o gasto escolar separadamente. Desse modo, fornece então subsídio empírico para o desenho de políticas públicas de incentivo à alocação privada de recursos na educação básica, na medida em que contribui para identificar os grupos sociais prioritários, bem como sua resposta a eventuais incentivos.

Outra motivação para o trabalho é que o estudo dos determinantes da opção pela rede particular e do gasto escolar das famílias ajuda a avaliar em que extensão a maior participação do setor privado contribui favoravelmente para a cobertura e a qualidade do ensino básico. Nesse sentido, os efeitos desse movimento podem ser conflitantes. Por um lado, o maior esforço das famílias se junta ao esforço estatal para aumentar o montante total de recursos sociais alocados na educação básica. Por outro lado, se o aumento da participação do setor privado decorre principalmente da qualidade insatisfatória da educação pública, esse fato poderia aumentar ainda mais a desigualdade na qualidade da educação oferecida pelas redes pública e privada. Isso porque as famílias que se deslocariam da rede pública para a privada seriam em geral oriundas da classe média, deixando de usar seu maior poder de influência sobre os meios de comunicação para reivindicar educação pública de qualidade superior.

Este texto está dividido em sete seções, incluindo esta introdução. A segunda seção faz um breve sumário dos artigos que contribuíram para este trabalho. A terceira seção descreve os aspectos da POF que são relevantes para a construção da base de dados. A quarta seção faz uma análise descritiva dos dados, definindo as variáveis dependentes e seus potenciais preditores (variáveis explicativas). A quinta seção descreve a estratégia empírica desenhada para estimar os efeitos dos preditores em uma análise econométrica multivariada. Na sexta seção apontam-se e explicam-se os principais resultados. A sétima seção, por fim, apresenta-se a conclusão do estudo.

2 LITERATURA

A literatura empírica tem se debruçado sobre os fatores determinantes de cada uma das três decisões das famílias, elencadas na introdução, quanto à educação básica de seus membros em idade escolar, produzindo um conjunto de evidências que servem de referência para os resultados encontrados neste trabalho. No entanto, são poucos os estudos que incluem pelo menos duas daquelas decisões dentro de um mesmo processo de decisão sequencial, de forma que a maioria se restringe a investigar os fatores determinantes de apenas uma entre aquelas três decisões.

Em relação à decisão de colocar ou não os filhos na escola (frequência escolar), Jayachandran (2002) encontra evidência nos censos indianos de 1981 e 1991 de que esta é positivamente influenciada pela educação dos pais e a facilidade de acesso à escola; e negativamente pelo grau de pobreza e o tamanho da família. Similarmente, Connelly e Zheng (2003) e Sackey (2007) encontram evidência da influência positiva da educação dos pais e da renda familiar sobre a frequência escolar dos filhos no censo chinês de 1991 e em pesquisas de orçamentos familiares de Gana, respectivamente. Resultados parecidos são encontrados por Iddrisu *et al.* (2018) em relação à escola primária em Gana, na África.

Este trabalho também reporta que não existe viés de gênero nas decisões de pais mais escolarizados. Bedi e Marshall (2002) apontam que um aumento no benefício esperado de frequentar a escola primária em Honduras tem um forte impacto sobre a taxa de matrícula. Segundo Awan e Bhatti (2019), para o Paquistão, a extensão em que a taxa de matrícula no ensino elementar é influenciada por fatores que estimulam e desestimulam a decisão das famílias, tais como a distância entre a residência e a escola, os números de professores e de sala de aula e o acesso à escola via estrada.

TEXTO para DISCUSSÃO

Analisando dados do Punjab paquistanês, região onde quase 50% das crianças estão fora da escola, Rafique *et al.* (2020) concluem que o impacto da riqueza familiar sobre a frequência escolar é maior que o de outros fatores que também influenciam significativamente, tais como o gênero das crianças e dos pais, a área de residência, o tamanho da família e a escolaridade dos pais. Este trabalho, igualmente, também encontra evidência de um viés de gênero desfavorável ao feminino.

Em relação à decisão de colocar os filhos na escola pública ou privada, Long e Toma (1988) concluem, a partir dos dados censitários norte-americanos de 1970 e 1980, que essa decisão é influenciada tanto por variáveis de demanda, tais como renda familiar e religião, como por variáveis de oferta, tal como a disponibilidade de escolas privadas próximas à residência da família. Além disso, mostram que o efeito das diferenças de renda e raça tem diminuído com o tempo.

Analisando os dados mais recentes do censo norte-americano de 1990, Betts e Fairlie (2001) mostram que a taxa de opção pela escola privada é maior entre brancos e asiáticos do que entre negros e hispânicos. Seus estudos econométricos sugerem que a maior parte dessa diferença é explicada por diferenças de renda e educação. Analisando os dados da pesquisa de orçamentos familiares da população italiana, Checchi e Jappelli (2004) concluem que a qualidade da escola é um fator determinante para a decisão das famílias entre a escola pública e a privada. Smith (1996) extrai de dados escolares norte-americanos evidência acerca da influência da religião na opção pela escola privada. Infelizmente, a POF 2017-2018 não reporta informação sobre a religião dos membros das famílias.

Em relação à decisão sobre o montante gasto na educação básica, existe uma ampla literatura empírica que analisa seus fatores determinantes a partir de dados microeconômicos coletados por pesquisas de orçamento familiar de diversos países e regiões do mundo. Parte dos estudos tem caráter exploratório, procurando investigar – em uma análise multivariada – o efeito individual e controlado de um conjunto de fatores demográficos e socioeconômicos com potencial de influenciar a demanda e a oferta de serviços de educação. Outra parte tem por objetivo analisar com mais profundidade o efeito de um fator específico, tal como a renda familiar ou o gênero dos membros em idade escolar. Outra diferença entre os estudos diz respeito ao nível de desagregação dos dados da educação básica. Enquanto alguns focam o gasto agregado na educação básica, outros discriminam entre diferentes ciclos, desde o infantil até o pré-universitário. Entre as potenciais variáveis explicativas exploradas pela literatura, cabe destacar a renda *per capita* familiar e o nível de escolaridade dos

pais (em geral, chefes das famílias), incluídas em praticamente todos os estudos, com efeito significativo e expressivo em sua maioria. Em geral, quanto maior a renda *per capita* familiar e a escolaridade dos pais maior a disposição das famílias em investir na educação básica de seus filhos, o que é conhecido como efeito intergeracional da educação. Também são comumente reportados o efeito negativo do meio rural e do tamanho da família. Outras variáveis com efeito menos homogêneo seriam o gênero, a idade e a cor do chefe da família.

Acerenza e Gandelman (2017) analisam os dados de doze países latino-americanos e do Caribe, concluindo que, em geral, um aumento na renda exerce um efeito proporcionalmente mais elevado sobre o gasto escolar. Eles também reportam que o viés de gênero varia entre os ciclos escolares, sendo inexistente na educação primária e favorável às mulheres na educação secundária.

Kumar e Naincy (2020) também chegam a essa última conclusão com dados da Índia – país no qual Mukherjee e Sengupta (2021) encontram evidência de um gasto escolar relativamente menor de grupos religiosos e sociais minoritários e desfavorecidos, inclusive um viés de gênero desfavorável ao feminino.

Bayar e Ilhan (2016) reportam que na Turquia o gasto escolar das famílias mais ricas e escolarizadas tende a ser relativamente maior, de forma que as desigualdades de renda e educação se reforçam mutuamente. Também analisando dados da Turquia, Acar, Cilasun e Gunalp (2016) reportam que a elasticidade-renda do gasto escolar é menor para as famílias nos primeiro e quarto quartis da renda.

Huy (2012) reporta que no Vietnã a ocupação profissional dos pais também influencia o tamanho do gasto escolar, além de seu nível de escolaridade. Já Iddrisu *et al.* (2020) concluem com dados de Gana que o viés de gênero – desfavorável ao feminino – existe em relação à decisão de matricular os filhos na escola, não sendo encontrado, porém, em relação ao tamanho do gasto. Analisando dados de países árabes, por sua vez, Risk e Abou-Ali (2016) reportam que, com exceção do Egito, as famílias mais pobres alocam uma proporção maior de suas rendas na educação dos filhos. Além disso, esses autores encontram evidência de um efeito significativo da escolaridade e da ocupação dos pais, bem como da área de residência da família.

Em uma extensa pesquisa empírica com dados escolares das zonas rurais da Índia, Tilak (2002) revela que até mesmo as famílias de grupos socioeconômicos menos avantajados em termos de renda e prestígio social alocam parte considerável de suas rendas na aquisição de educação elementar para seus membros em idade escolar,

embora, por lei, a educação desse nível devesse ser provida pelo Estado. Entre os determinantes do montante do gasto encontram-se variáveis demográficas e socioeconômicas que influenciam a demanda por educação, tais como renda, religião, casta, tamanho da família e escolaridade do chefe da família. Pelo lado da oferta, também é significativa a influência da disponibilidade de escola próxima à residência da família.

Em virtude da proporção significativa de famílias com gasto escolar nulo, parte considerável dos estudos empíricos sobre os determinantes do tamanho do gasto escolar estimam um modelo Tobit a fim de incorporar na especificação do modelo o censoramento dos dados observados. Embora esse modelo também permita estimar o efeito dos regressores sobre a probabilidade de gasto escolar estritamente positivo, a maioria desses estudos é quase exclusivamente focada nos determinantes do tamanho desse gasto. Talvez isso decorra da pouca flexibilidade do modelo Tobit, com sua restrição de que os efeitos dos regressores sobre o tamanho e a probabilidade positiva de gasto escolar tenham o mesmo sinal e significância.

Superando a restrição imposta pelo modelo Tobit, Curi e Menezes Filho (2010) estimam com dados brasileiros da POF 2002-2003 um modelo de seleção amostral – sugerido em Heckman (1979) – para as decisões das famílias brasileiras acerca da educação básica de seus membros, discriminando entre os ciclos pré-escolar, fundamental e médio. Menos limitante que o modelo Tobit, esse modelo permite que as decisões quanto à incorrência em gasto escolar positivo e quanto ao tamanho do gasto escolar sejam distintamente influenciadas pelas potenciais variáveis explicativas, além de não impor qualquer restrição sobre a correlação entre os ruídos daquelas duas decisões. O trabalho reporta que ambos, a probabilidade de gasto escolar positivo e o tamanho do gasto, são explicados, de forma geral, pela educação da mãe e pela renda familiar, confirmando o efeito intergeracional encontrado em outros países.

Outras variáveis com efeito significativo, mas não necessariamente em todos os ciclos, são o gênero, a cor e a idade dos membros da família, bem como a região de residência da família. Por sinal, esse é o modelo estimado neste trabalho, com o acréscimo de uma regra de seleção amostral (modelo de seleção amostral duplo) para incorporar, dentro de um mesmo processo de decisão sequencial, as três decisões das famílias quanto à educação básica de seus membros: frequência escolar, opção entre rede pública ou particular e tamanho do gasto escolar.

Uma alternativa seguida por alguns estudos é estimar um modelo Hurdle, o qual especifica diretamente um modelo probit para a probabilidade de gasto escolar positivo

e um modelo linear para a esperança do tamanho do gasto escolar, condicionada à incorrência em gasto positivo. No contexto do modelo de seleção amostral, o modelo Hurdle segue como um caso particular quando é imposta a restrição de correlação nula entre os fatores não observados explicando as variáveis dependentes. Se essa restrição carece de validade empírica, serão produzidas estimativas inconsistentes dos efeitos dos regressores sobre o tamanho do gasto escolar. Mauldin, Mimura e Lino (2001) estimam o modelo de Hurdle com microdados norte-americanos de 1996 para investigar os fatores determinantes da decisão da família em alocar parte de sua renda na educação básica de seus filhos e, se essa decisão é tomada, o montante do gasto. Entre os fatores explicando a decisão de gasto estritamente positivo estão a renda familiar, a educação dos pais e a região de residência. Já os fatores explicando o montante do gasto também incluem a renda familiar e a educação dos pais e, além disso, a idade e a raça.

3 BASE DE DADOS

A base de dados usada neste trabalho foi construída a partir das informações coletadas pelas POFs de 2017-2018 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A pesquisa é composta por sete questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras. O primeiro investiga as características pessoais de seus membros, tais como idade, sexo, cor e educação. O segundo e o terceiro tratam das diferentes categorias de despesas coletivas das famílias, incluindo um inventário de bens duráveis. O quarto aborda as diversas categorias de despesas individuais dos membros das famílias, incluindo gastos com formação de capital humano (educação e saúde). O quinto mapeia a totalidade dos recursos correntes – monetários e não monetários – de todos os membros das famílias, e também coleta informação sobre suas ocupações profissionais.⁸ O sexto examina a avaliação subjetiva das famílias sobre alguns aspectos importantes de suas condições de vida, inclusive a qualidade da educação disponível. O sétimo é um bloco de consumo alimentar pessoal.

Para o objetivo deste trabalho, o primeiro e o quarto questionários são os mais importantes. O primeiro fornece, além das características demográficas básicas, informação pormenorizada sobre a situação escolar de cada membro da família por ocasião da realização da pesquisa: i) se frequenta ou já frequentou escola; ii) caso frequente, se na rede pública ou particular, bem como o nível de ensino (fundamental, médio ou superior)

8. Recursos não monetários são especialmente importantes no caso das famílias de baixa renda.

e a modalidade (regular ou supletivo) do curso que frequenta; e iii) se já frequentou, o nível, a duração e a série do curso mais elevado que frequentou.

A partir dessa informação, é possível construir as seguintes variáveis indicadoras para cada família: i) se a família possui pelo menos um membro em idade escolar; ii) se a família possui pelo menos um membro em idade escolar frequentando escola; e iii) se a família possui pelo menos um membro em idade escolar frequentando escola da rede particular. A primeira variável limita a amostra de famílias usada na estimação dos modelos econométricos, enquanto as duas últimas são usadas na construção de suas variáveis dependentes.

O quarto questionário provê informação detalhada sobre as despesas de cada membro da família com bens e serviços para fins educativos. As rubricas de interesse neste trabalho se referem aos gastos escolares com o ensino básico, os quais podem ser divididos em três ciclos sucessivos de escolaridade: i) gastos com creche e curso pré-escolar (ciclo infantil); ii) gastos com cursos regulares e supletivos de nível fundamental; e iii) gastos com cursos regulares e supletivos de nível médio. O gasto total da família em cada ciclo é a soma dos gastos de todos seus membros.

A unidade de observação usada na parte empírica do trabalho corresponde ao conceito de *unidade de consumo* da POF, a qual é definida como um morador ou grupo de moradores de um domicílio particular permanente que compartilham a mesma fonte de alimentação, ou seja, que utilizam um mesmo estoque de alimentos e/ou que realizam um conjunto de aquisições alimentares comuns. O tamanho amostral da POF 2017-2018 consiste 55.634 unidades de consumo, respectivamente, envolvendo todo o território nacional. Cabe comentar que a POF faz uma distinção entre família e unidade de consumo, de forma que esta pode conter várias famílias.⁹ No entanto, esse caso engloba menos que 1% da amostra e, além disso, a definição de unidade de consumo é mais próxima do conceito de família relevante para o objetivo do trabalho.

O tempo de pesquisa da POF é de doze meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência, o qual antecede imediatamente a data do início da pesquisa na família. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para a precisão

9. A POF define família como um conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que morem na mesma unidade domiciliar; ou como uma pessoa que more só em uma unidade domiciliar.

da informação. Em geral, as despesas de menor valor são aquelas normalmente realizadas com mais frequência e as de maior valor, as realizadas com menor frequência. Além disso, a memória das informações relacionadas a uma aquisição com valor mais elevado é preservada por um período de tempo mais longo.¹⁰ Assim, quatro períodos de referência foram definidos: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses. O período de referência dos gastos escolares é de doze meses. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores aos preços vigentes em uma data referencial, corrigindo, assim, o efeito distorcido da inflação.

4 ANÁLISE DESCRITIVA

Esta seção descreve as estatísticas de frequência e gasto escolares referentes às decisões das famílias brasileiras acerca da educação básica de seus membros em idade escolar. As estatísticas são apresentadas para toda a população (amostra completa) e também para diversos segmentos populacionais, os quais resultam da partição da amostra completa, segundo uma série de variáveis explicativas sugeridas pela literatura relevante.

4.1 Variáveis dependentes: frequência e gasto no ensino básico

Segundo a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) de 1996, o ensino básico no Brasil compreende o ciclo infantil (creche e pré-escola), o ciclo fundamental (nove séries) e o ciclo médio (três séries). Como a lei também determina que o ciclo infantil atenda às crianças entre 0 e 6 anos incompletos, infere-se que a idade escolar prevista para o ciclo infantil, fundamental e médio compreende, respectivamente, as faixas etárias entre 0 e 5 anos, entre 6 e 14 anos e entre 15 e 17 anos.¹¹ Consequentemente, a idade escolar prevista para o ensino básico como um todo compreende a faixa etária entre 0 e 17 anos.

Uma vez que neste trabalho a unidade de observação amostral é a família (unidade de consumo da POF), é preciso definir os conceitos de idade escolar, frequência escolar

10. Pode haver problemas quanto à fidelidade da informação recolhida, já que muitas vezes os valores reportados pelas famílias podem não ser precisos, seja por engano ou por esquecimento do entrevistado

11. Segundo o art. 30 da LDB, “a educação infantil será oferecida em - creches, ou entidades equivalentes, para crianças de até três anos de idade; II pré-escolas, para as crianças de 4 (quatro) e 5 (cinco) anos de idade” (Brasil, 1996).

TEXTO para **DISCUSSÃO**

e frequência na rede particular quando aplicados a uma família, e não a seus membros individuais. Nesse sentido, define-se que uma família apresenta a idade escolar prevista para um dado ciclo de ensino se possui *pele menos* um membro com idade nessa faixa etária. Da mesma forma, uma família apresenta frequência escolar (na rede particular) em dado ciclo de ensino se possui *pele menos* um membro na idade escolar prevista para esse ciclo que esteja frequentando escola (da rede particular) desse ciclo. Por exemplo, a frequência escolar (na rede particular) no ciclo médio exige tão somente que a família possua pelo menos um membro entre 15 e 17 anos frequentando escola (na rede particular) desse ciclo.¹² Pela razão explicada adiante, o conceito de frequência escolar (na rede particular) aqui adotado restringe-se às famílias com membro em idade escolar. Logo, uma família *não* apresenta frequência escolar (na rede particular) em dado ciclo se *todos* os membros frequentando escola (da rede particular) desse ciclo estão fora da idade prevista para esse ciclo.

As tabelas 1A, 1B e 1C trazem uma análise descritiva dos dados de frequência escolar relativos aos ciclos infantil, fundamental e médio respectivamente. Cada entrada dessas tabelas apresenta a proporção de famílias com variável indicadora igual a 1 (definida pela coluna da entrada) dentro do segmento amostral especificado pela categoria de uma variável explicativa (definida pela linha da entrada). Nesta subseção, essas estatísticas serão comentadas apenas para a amostra completa (primeira linha das tabelas). A coluna A (% da amostra completa) reporta a proporção de famílias no segmento populacional (calculada entre as famílias da amostra completa), enquanto a coluna B (idade escolar) reporta a proporção de famílias que apresentam idade escolar (calculada entre as famílias do segmento amostral).¹³ Para a amostra completa, uma proporção de 19,9%, 30,6% e 14,3% das famílias apresenta idade escolar prevista para os ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente.

Já a coluna C (frequência escolar) das tabelas citadas reporta a proporção de famílias que apresentam frequência escolar (calculada entre as famílias com idade escolar), enquanto a coluna D (frequência escolar plena) reporta a proporção de famílias que apresentam frequência escolar plena (calculada entre as famílias com frequência escolar). Uma família apresenta frequência escolar plena em dado ciclo de ensino quando *todos* seus membros na idade escolar prevista para esse ciclo estão frequentando escola desse ciclo.

12. Não é necessário, portanto, que todos os membros nessa faixa etária estejam frequentando escola (da rede particular) desse ciclo.

13. Dito de outra forma, a coluna A apresenta a distribuição de frequência amostral entre as diferentes categorias de uma variável explicativa.

Em relação à amostra completa, para os ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente, a primeira estatística alcança 49,4%, 95,5% e 61,2%, enquanto a segunda estatística alcança 82,9%, 96,7% e 93,9%. A primeira estatística revela que a frequência escolar é notoriamente muito elevada no ciclo fundamental, caindo fortemente no ciclo médio. Essa queda se explica muito provavelmente pelo aumento do custo de oportunidade da educação com o avanço da idade escolar, o que leva muitos jovens das famílias mais pobres a abandonar os estudos para ingressar no mercado de trabalho ou auxiliar os membros mais velhos nos afazeres domésticos e/ou nos empreendimentos familiares.

Cabe ainda atentar que a frequência escolar é relativamente mais baixa no ciclo infantil (somente a metade das famílias com membro em idade escolar nesse ciclo). Esse resultado é preocupante à luz da extensa pesquisa em neurociência, que preconiza a importância da educação infantil para o desenvolvimento das futuras habilidades cognitivas. Por sua vez, a segunda estatística revela que, na definição de frequência escolar da família, não faz muita diferença exigir que *todos* ou *pelo menos um* de seus membros esteja frequentando escola.

As colunas E (frequência na rede particular) e F (frequência plena na rede particular) das tabelas citadas anteriormente reportam a proporção de famílias com frequência na rede particular (calculada entre as famílias com frequência escolar) e a proporção de famílias com frequência plena na rede particular (calculada entre as famílias com frequência na rede particular). Por definição, uma família apresenta frequência plena na rede particular em dado ciclo de ensino quando *todos* os membros em idade escolar frequentando escola nesse ciclo o fazem na rede particular. Em relação à amostra completa, para os ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente, a primeira estatística alcança 27,2%, 17,9% e 11,5%, enquanto a segunda estatística alcança 98,9%, 95,4% e 98,9% respectivamente. O quadro geral é uma parcela minoritária das famílias com frequência na rede particular (entre as famílias com frequência escolar), com maior proporção para o ciclo infantil e menor para o ciclo médio. Além disso, para definir se uma família apresenta ou não frequência na rede particular, não importa muito se tal exigência é imposta a *todos* ou a *pelo menos um* membro da família.

Igualmente importante é o estudo do gasto escolar da família com seus membros em idade escolar, definido aqui de forma mais restrita como o pagamento de

mensalidades e matrícula em cursos regulares.¹⁴ Nesse sentido, define-se que uma família realiza gasto escolar em dado ciclo de ensino caso apresente frequência escolar neste ciclo e, ao mesmo tempo, realize gasto escolar referente a este ciclo. A exigência de frequência escolar visa a excluir da definição acima o máximo possível de famílias que incorrem em gasto *apenas* com cursos frequentados por membros de outras famílias. Isto seria o caso, por exemplo, de uma família formada por um casal sem filhos próprios que arca com a mensalidade escolar dos filhos de um casamento anterior, os quais pertencem agora a uma família distinta.

Cabe lembrar que o gasto escolar de uma família é a soma dos gastos individuais de todos os seus membros. Em um contexto de transferência de renda intrafamiliar, é muito frequente que o gasto reportado por um indivíduo não frequentando escola seja direcionado à educação de outro membro da família que não reporta gasto. Por exemplo, pais financiando a educação de seus filhos e/ou membros mais idosos financiando a educação dos mais jovens. No entanto, com base na informação provida pela POF, não é sempre possível saber a proporção do gasto da família direcionado para cada membro frequentando escola. Isso ocorre, por exemplo, quando existe mais de um membro frequentando escola.¹⁵

As tabelas 2A, 2B e 2C trazem estatísticas referentes à existência de gasto escolar (positivo) relativo aos ciclos infantil, fundamental e médio respectivamente. Cada entrada dessas tabelas apresenta a proporção de famílias com variável indicadora igual a 1 (definida pela coluna da entrada) dentro do segmento amostral referente à categoria de uma variável explicativa (definida pela linha da entrada). Por clareza de exposição, as duas primeiras colunas dessas tabelas repetem as estatísticas das colunas C (frequência escolar) e E (frequência na rede particular) das tabelas 1A, 1B e 1C.

14. Mais rigorosamente, o gasto escolar também englobaria outras rubricas decorrentes da frequência escolar, tais como material didático, transporte, uniforme, formatura etc. No entanto, optou-se pela definição mais restrita de gasto escolar por duas razões. Em primeiro lugar, o trabalho estuda as decisões de educação para os três ciclos de ensino separadamente, enquanto a POF discrimina entre os ciclos apenas as despesas com cursos regulares. Logo, para famílias com membro em mais de um ciclo escolar, não há como saber a qual deles se refere um dado registro de gasto com material didático, por exemplo. Em segundo lugar, aquelas rubricas acessórias não são necessariamente exclusivas de famílias com frequência na rede particular. Como mencionado anteriormente, e também como está descrito mais detalhadamente na próxima seção, o trabalho modela as decisões das famílias quanto à educação de seus membros como um processo de decisão sequencial, no qual o tamanho do gasto escolar é observado apenas se a família apresentar frequência na rede particular. Logo, por uma questão de coerência, não faz sentido incluir no conceito de gasto escolar rubricas que não sejam exclusivamente decorrentes da frequência na rede particular.

15. Mesmo havendo apenas um membro frequentando escola, não é possível saber com exatidão se o gasto escolar da família se destina a ele ou a um membro de outra família.

As colunas G (gasto > 0) e H (gasto > 0 e frequência na rede particular) reportam, respectivamente, a proporção de famílias com gasto escolar positivo e a proporção de famílias com gasto escolar positivo e frequência na rede particular (ambas as proporções calculadas entre as famílias com frequência escolar). Em relação à amostra completa, para os ciclos infantil, fundamental e médio respectivamente, a primeira estatística alcança 20,2%, 14,8% e 8,9%, enquanto a segunda estatística alcança 17,2%, 11,8% e 6,3%.

Comparando as estatísticas da coluna H com aquelas das colunas E e G (as três calculadas como proporção das famílias com frequência escolar), verifica-se que nos três ciclos de ensino a proporção de famílias com gasto escolar positivo e frequência na rede particular é inferior tanto à proporção de famílias com gasto escolar positivo (incluindo aquelas sem frequência na rede particular) como à proporção de famílias com frequência na rede particular (incluindo aquelas sem gasto escolar).

Esse resultado é um tanto surpreendente. Como em geral a escola particular é paga, e a escola pública é gratuita, seria razoável supor uma forte interseção entre o conjunto das famílias com gasto escolar positivo e conjunto das famílias com frequência na rede particular.¹⁶ Não é isso, contudo, o que os dados revelam. Existe uma proporção não irrisória de famílias com gasto escolar positivo, mas sem frequência na rede particular. Além dos eventuais erros de omissão e registro de informação, isso poderia ser explicado pela presença de famílias que custeiam a educação em escola particular de membros de outras famílias, ou também pela existência de estabelecimentos de ensino público que cobram algum tipo de compensação financeira, tal como taxas de manutenção.

Por outro lado, existe também uma proporção não irrisória de famílias com frequência na rede particular, mas sem registro de gasto escolar positivo. Além dos eventuais erros de omissão e registro de informação, isso poderia ser explicado pela existência de famílias com frequência na rede particular custeada por bolsas de estudo ou por membros de outras famílias. Para melhor ilustrar esses resultados, as colunas I e J das tabelas 2A, 2B e 2C reportam a proporção de famílias com gasto escolar positivo e frequência na rede particular (calculada, respectivamente, entre as famílias com frequência na rede particular e entre as famílias com gasto escolar positivo).

16. Segundo o Relatório do GME de 2021, a isenção total do pagamento de mensalidades na rede pública de ensino não é observada em alguns países pobres e emergentes, tais como Líbano e México, nos quais a participação das mensalidades no financiamento da rede pública responde por 80% e 29% respectivamente.

TEXTO para DISCUSSÃO

Em relação à amostra completa, para os ciclos infantil, fundamental e médio respectivamente, a primeira estatística alcança 63,3%, 65,7% e 54,6%, enquanto a segunda estatística alcança 85,2%, 79,8% e 71,2%. Esses resultados revelam que, entre as famílias com frequência na rede particular, menos de $\frac{3}{4}$ reportam gasto escolar nos três ciclos. Por sua vez, entre as famílias com gasto escolar positivo, uma proporção não irrisória deixa de apresentar frequência na rede particular, girando em torno de 15%, 20% e 30% nos ciclos infantil, fundamental e médio respectivamente.

As tabelas 3A, 3B e 3C trazem estatísticas referentes ao tamanho do gasto escolar das famílias nos ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente. O gasto escolar é calculado como proporção da renda disponível familiar (líquida do pagamento de impostos e contribuições sociais). A primeira coluna da tabela reporta a média da variável somente entre as famílias que apresentam gasto escolar positivo. Nesse caso, em relação à amostra completa, o gasto escolar corresponde, em média, a 8,1%, 11,3% e 10,6% da renda disponível familiar nos ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente. Já a segunda coluna da tabela reporta a média da variável entre as famílias que apresentam gasto escolar positivo e frequência na rede particular. Nesse caso, em relação à amostra completa, o gasto escolar corresponde, em média, a 7,7%, 10,6% e 10,8% da renda disponível familiar nos ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente. A participação do gasto escolar na renda disponível familiar fica praticamente constante entre os ciclos fundamental e médio.

As estatísticas analisadas nesta subseção para cada ciclo de ensino são calculadas para a amostra de famílias com membro na idade escolar prevista pela LDB para esse ciclo. Pode-se argumentar que essa definição de idade escolar enviesa as estatísticas de frequência e gasto escolar na medida em que são excluídas de seu cálculo as famílias cujos membros frequentando escola estão todos fora daquela idade escolar (mesmo quando ainda são não adultos, na faixa entre 18 e 21 anos). De fato, analisando na tabela 4 a distribuição amostral por idade de indivíduos frequentando escola, verifica-se que a idade escolar prevista para os ciclos infantil, fundamental e médio engloba 88,4%, 85,8% e 64,2% daqueles indivíduos, respectivamente.¹⁷ Devido à repetência, entrada tardia na escola ou interrupção dos estudos, uma parcela não

17. Para melhor entender esses resultados, a tabela 4 mostra que as proporções acumuladas no ciclo fundamental até as idades de 5 e 14 anos são, respectivamente, de 1,2% e 86,9%, de forma que a proporção acumulada entre 6 e 14 anos é de $86,9 - 1,2 = 85,7\%$. Por sua vez, as proporções acumuladas no ciclo médio até as idades de 14 e 17 anos são, respectivamente, de 4,2% e 68,4%, de forma que a proporção acumulada entre 15 e 17 anos é de $68,4 - 4,2 = 64,2\%$.

desprezível de indivíduos deixa de concluir cada um dos três ciclos de ensino na faixa etária prevista, em especial no ciclo médio.

Por outro lado, em um exercício alternativo com os resultados na tabela 4, se a idade escolar é ampliada para a faixa de 0 a 21 anos (não adultos) para os três ciclos escolares, aquelas proporções saltam para 100%, 97,9% e 90,6%, respectivamente. Cabe destacar que esse salto é consideravelmente maior para o ciclo médio em relação aos demais ciclos. Embora seja, em certa medida, um resultado esperado, uma vez que o ciclo médio – o último ciclo – acumula todos os atrasos anteriores, é preciso também levar em conta o maior custo de oportunidade das famílias em manter os filhos mais velhos na escola.

Naturalmente que quanto mais ampla a faixa etária na definição da idade escolar maior o número de famílias apresentando membro com idade e frequência escolares. Logo, coerente com os resultados anteriores, a proporção de famílias na amostra completa que possuem membro com idade escolar é de 55,4% quando esta é definida como a faixa etária entre 0 e 21 anos (não adultos) para os três ciclos igualmente.¹⁸ Essa proporção, no entanto, cai para 19,9%, 30,6% e 14,3% no caso dos ciclos infantil, fundamental e médio respectivamente quando a idade escolar é definida como a faixa etária prevista pela LDB, conforme já mostrado na tabela 1.

Já a proporção de famílias na amostra completa que possuem membro em idade escolar frequentando escola nos ciclos infantil, fundamental e médio é de 10,9%, 32,1% e 12,9%, respectivamente, quando não há qualquer restrição para a idade escolar, caindo levemente para 10,9% 31,6% e 11,8%, respectivamente, quando a idade escolar é definida como a faixa etária entre 0 e 21 anos (não adultos) e caindo ainda mais para 9,8%, 29,1% e 8,8%, respectivamente, quando a idade escolar é definida como a faixa etária prevista pela LDB. Nesse caso, a diferença entre a menor e a maior restrição é de apenas 1,1 ponto percentual (p.p.) para o ciclo infantil, alcançando o nível máximo de 4,1 p.p. para o ciclo médio.¹⁹

Como definido anteriormente, em cada ciclo de ensino, uma família apresenta frequência escolar quando possui pelo menos um membro com idade escolar frequentando escola. Não surpreende, portanto, nos resultados apresentados que a restrição na idade escolar impacte bem menos a estatística de frequência escolar das famílias em relação àquela dos indivíduos. Isso porque muitos dos indivíduos fora da idade

18. Esse resultado foi calculado à parte e não aparece diretamente nas tabelas.

19. Os resultados desse parágrafo foram calculados à parte e não aparecem diretamente nas tabelas.

escolar frequentando escola pertencem a famílias que possuem outro indivíduo em idade escolar frequentando escola. De qualquer forma, esses resultados mostram que, pelo menos no caso dos ciclos infantil e fundamental, a estratégia de restringir a definição de idade escolar em cada ciclo à faixa etária prevista pela LDB não altera substancialmente o tamanho da amostra, devendo assim ter pouco impacto sobre os resultados estatísticos do trabalho.

Não menos importante, uma razão metodológica – especialmente no caso da análise econométrica multivariada da próxima seção – para usar uma definição mais restrita de idade escolar – a faixa etária prevista pela LDB para cada ciclo de ensino – é fornecer uma base de comparação menos heterogênea entre as famílias com e sem frequência escolar. No caso do ensino médio, por exemplo, indivíduos entre 18 e 21 anos podem estar fora da escola por já terem completado o curso (mais provável se são membros de famílias com alta renda) ou por terem abandonado o curso para contribuir no sustento familiar (mais provável se são membros de famílias com baixa renda).

4.2 Variáveis explicativas: características demográficas e socioeconômicas

As tabelas 1, 2 e 3 apresentam estatísticas não apenas para a população como um todo (amostra completa) mas também para vários segmentos (subamostras) da população. Esses segmentos resultam da partição da amostra completa entre as categorias de uma série de características demográficas e socioeconômicas das famílias (potenciais variáveis explicativas), as quais foram selecionadas com base na literatura teórica e empírica relevante. Uma análise da variação daquelas estatísticas entre as categorias de uma mesma variável explicativa oferece um primeiro passo para entender o efeito dessa variável sobre as decisões das famílias brasileiras quanto à educação básica de seus membros. Já a estimação do efeito controlado – *ceteris paribus* – dessas variáveis, no contexto de uma análise multivariada, é deixada para as próximas seções.

Uma vez que a amostra completa das famílias é repartida segundo uma determinada característica demográfica ou socioeconômica, é preciso especificar como a observação dessa característica é imputada para cada família. Algumas variáveis se referem ao domicílio da família ou, por sua própria natureza, à família como um todo, tais como a região de residência, o extrato geográfico, a qualidade da educação, a renda familiar, o número de membros e a composição da família. Outras variáveis, no entanto, dizem respeito a características pessoais dos membros da família, de forma que existe uma observação para cada pessoa diferente. Nesse caso, como aqui a

unidade amostral é a família e não seus membros individuais, é preciso decidir como ponderar a informação reportada pelos diferentes membros para imputar uma única observação da variável para a família.

Um primeiro procedimento seria imputar a característica do chefe da família (ou melhor, sua pessoa de referência, segundo a POF), uma vez que ele é provavelmente uma importante – senão a principal – fonte de renda e unidade decisória da família. O procedimento adotado neste trabalho, contudo, é imputar a característica média ou predominante entre todos os membros da família que contribuem de alguma forma para a formação da renda familiar.^{20,21} O conjunto desses membros é daqui por diante denominado unidade de renda (UR) da família. O argumento por trás dessa alternativa é que as decisões alocativas da família podem não depender apenas das características de seu chefe, sobretudo nos casos em que o mesmo não é sua única fonte provedora – talvez nem mesmo a principal – e, portanto, muito provavelmente não é a única unidade decisória. A variável educação é um exemplo para o qual essa alternativa pode ser bem mais adequada, pois é esperado que os membros mais escolarizados de uma família exerçam uma influência razoável sobre suas decisões alocativas, mesmo não sendo a pessoa de referência. De qualquer forma, a fim de avaliar a robustez das estatísticas descritas nesta subseção, as tabelas do apêndice B apresentam versão na qual as variáveis gênero, cor, idade, educação e ocupação profissional se referem unicamente à característica observada do chefe da família.

Conceitualmente, as variáveis explicativas podem ser classificadas entre as que influenciam a demanda por educação das famílias e as que influenciam a oferta de educação pública e privada. As variáveis de demanda englobam não apenas a renda disponível da família (sua capacidade de adquirir serviços de educação), mas também as características demográficas e socioeconômicas potencialmente capazes de influenciar o valor subjetivo atribuído à educação pelos membros da família (o peso da educação na função utilidade das famílias). Exemplos dessas variáveis seriam a idade, o gênero, a cor e a educação do chefe da família e/ou de seus membros como um todo. Outra provável variável que afetaria a demanda por educação é a avaliação subjetiva da família acerca da qualidade da educação na localidade de sua residência. Isto porque, em especial para as famílias mais pobres, os benefícios da educação poderiam não ser

20. Mais especificamente, a característica predominante é a de maior participação relativa entre os membros da família. Atribui-se a característica do chefe em caso de empate.

21. Procedimento parecido é usado em Curi e Menezes (2010). Uma terceira alternativa é referir-se a todos os membros da família indistintamente, não importando se contribuem ou não para a formação da renda familiar.

suficientemente elevados para compensar seu custo de oportunidade – na forma da remuneração do trabalho infantil e da ajuda nos afazeres domésticos.

Por outro lado, as variáveis determinantes da oferta de educação são aquelas naturalmente relacionadas com o local de residência da família, entre as quais a Unidade da Federação (UF) e o extrato geográfico, segundo definição da POF. Essa última variável pode ser interpretada como uma medida de urbanização, visto que as famílias são classificadas conforme a distância de suas residências em relação à capital do estado. É claro que algumas variáveis poderiam afetar tanto a oferta como a demanda por educação. Por exemplo, famílias de diferentes regiões poderiam valorizar distintamente a educação de seus filhos, ao mesmo tempo em que a disponibilidade de serviços de educação poderia variar entre essas regiões.

As decisões de cada família quanto à educação de seus membros refletem a interação entre as variáveis de demanda e de oferta pela mesma. A título de exemplo, um aumento na renda *per capita* familiar ou na escolaridade dos pais tem um impacto potencialmente positivo sobre a demanda por educação dos filhos, o que se refletiria em um aumento não apenas da probabilidade de frequência escolar mas também da disposição dos pais em pagar por educação. Em outro exemplo, a probabilidade de frequência na rede particular deve aumentar com sua melhor avaliação pelas famílias em relação à rede pública. Nesses exemplos, a pressão altista da demanda sobre o preço médio dos serviços escolares vai depender da elasticidade da oferta desses serviços, o que por sua vez influencia o tamanho ótimo do gasto escolar.

Um resultado comum a todas as variáveis explicativas é que a frequência escolar no ensino fundamental apresenta uma variação inexpressiva entre suas diferentes categorias, permanecendo em um patamar próximo a média populacional de 95,5%. Esse resultado corrobora a tão relatada universalização do acesso ao ensino fundamental no Brasil, meta igualmente alcançada, em geral, nos demais países latino-americanos.

Com base em dados da Unesco, Rivas (2021) aponta que a América Latina está perto de universalizar a educação primária, com os melhores resultados alcançados por Argentina, Uruguai, Cuba e Costa Rica, enquanto os piores resultados são encontrados na América Central (Nicarágua, Honduras, Guatemala e El Salvador). Resta o inadiável desafio de reproduzir os mesmos resultados nos ciclos infantil e médio, nos quais a frequência escolar alcança apenas 50% e 61% das famílias com membro em idade escolar, conforme já ressaltado anteriormente.

Segue adiante a lista das variáveis explicativas selecionadas, com a devida motivação para sua inclusão na análise multivariada das próximas seções, quando então pretende-se estimar o efeito *ceteris paribus* delas sobre as decisões das famílias brasileiras quanto à educação básica de seus membros. Apenas os principais resultados de uma análise descritiva bruta são apresentados para cada variável, priorizando na tabela 2 as estatísticas de frequência escolar (na rede particular) e incorrência em gasto escolar positivo.²²

Gênero

A categoria da família é o gênero predominante entre os membros de sua unidade de renda. Somente no ciclo infantil a frequência escolar difere consideravelmente entre os gêneros, sendo nesse caso 6 p.p. maior entre as famílias com predominância de mulheres. Por outro lado, a frequência na rede particular e a incorrência em gasto escolar positivo são maiores entre as famílias com predominância de homens nos três ciclos de ensino, exceto pela frequência na rede particular no caso do ciclo fundamental. Já o gasto escolar como proporção da renda é maior entre as famílias com predominância de mulheres no ciclo médio (em torno de 3 p.p.), enquanto nos demais ciclos essa estatística difere bem menos entre os gêneros.

Cor

Variável com duas categorias: branca e não branca (pardos, negros e índios).²³ A categoria da família é a predominante entre os membros de sua unidade de renda. Nos três ciclos de ensino, são maiores entre as famílias predominantemente brancas a frequência escolar e a frequência na rede particular, bem como a incorrência em gasto escolar positivo.²⁴ Como ressaltado anteriormente, a única exceção fica por conta da frequência escolar no ciclo fundamental, para a qual a diferença é inexpressiva. Salvo essa exceção, com respeito à frequência escolar, frequência na rede particular e incorrência em gasto escolar positivo, a diferença em favor das famílias predominantemente brancas alcança, respectivamente, 4, 8 e 6 p.p. em todos os ciclos. Por outro lado, como proporção da renda, o gasto escolar mostra-se levemente superior entre as famílias predominantemente brancas apenas nos ciclos infantil e médio, invertendo-se a relação

22. Para melhor análise dos resultados, as estatísticas de frequência escolar (na rede particular) nas tabelas 1A, 1B e 1C são repetidas nas tabelas 2A, 2B e 2C.

23. Asiáticos são agrupados com brancos devido a sua reduzida participação na população e a uma provável maior proximidade socioeconômica entre esses dois grupos.

24. A proporção de famílias com membro em idade escolar é, ao contrário, menor entre as famílias predominantemente brancas nos três ciclos de ensino.

TEXTO para DISCUSSÃO

no ciclo fundamental. A diferença dessa estatística entre as categorias é, em geral, inferior a 1 p.p.. Esse conjunto de resultados revela um quadro relativamente desfavorável para as famílias predominantemente não brancas no que tange ao investimento privado na educação básica dos membros em idade escolar, o que poderia ser explicado, em grande extensão, por sua pior condição material e financeira. A análise multivariada nas próximas seções permite melhor esclarecer essa questão.

Idade

Variável com cinco categorias (faixas etárias), em que a primeira é a faixa 21-30 anos e a última a faixa > 60 anos. A categoria da família é determinada pela idade média dos membros de sua unidade de renda. A proporção de famílias com membro em idade escolar decresce fortemente com a idade nos três ciclos, exceto pelo aumento da primeira para a segunda faixa nos ciclos fundamental e médio. A frequência escolar aumenta até a faixa de 41-50 anos nos ciclos infantil e médio (em torno de 9 e 11 p.p., respectivamente), a partir da qual começa a decrescer.²⁵ Exatamente o mesmo se verifica nos três ciclos em relação à frequência na rede particular e a incorrência em gasto escolar positivo, embora o ápice dessas estatísticas no ciclo médio ocorra na faixa de 51-60 anos.²⁶ Por outro lado, apenas no ciclo médio, o gasto escolar como proporção da renda cresce com a faixa etária (até a faixa dos 51-60 anos), enquanto nos demais ciclos apresenta uma trajetória oscilante e menos conclusiva.

Educação

Variável com cinco categorias: sem instrução, fundamental incompleto, fundamental completo, médio completo, superior completo. A categoria da família é a predominante entre os membros de sua unidade de renda. A introdução dessa variável na análise multivariada das próximas seções tem por objetivo testar com dados brasileiros a validade empírica do argumento de que pais mais escolarizados atribuem maior valor subjetivo à educação de seus filhos, o que constitui a premissa por trás do efeito intergeracional do investimento em educação, tão amplamente disseminado e discutido na literatura. Nos ciclos infantil e médio, a frequência escolar aumenta progressivamente com a escolaridade da família. Saltando das famílias sem instrução para aquelas com nível

25. No ciclo fundamental, a frequência escolar das categorias permanece em um mesmo patamar, em torno da média da amostra completa.

26. Nos ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente, a frequência na rede particular aumenta em torno de 16, 15 e 12 p.p., até alcançar o seu ápice, enquanto a incorrência em gasto escolar positivo aumenta em torno de 10, 11 e 8 p.p. Claramente, a variação é um pouco menor no ciclo médio.

superior, o aumento gira em torno de 18 e 35 p.p. nos ciclos infantil e médio, respectivamente. Já no ciclo fundamental, a frequência escolar praticamente não varia entre as categorias, girando em torno do patamar de 95,5% da amostra completa. Nos três ciclos de ensino, a frequência na rede particular e a incorrência em gasto escolar positivo tendem a aumentar com o nível de escolaridade da família, sendo o aumento maior nos ciclos infantil e fundamental. Para esses dois ciclos de ensino, entre as famílias sem instrução e com nível superior, o aumento da primeira e da segunda estatística gira em torno de 50 e 40 p.p., respectivamente, enquanto no ciclo médio gira em torno de 39 e 25 p.p., respectivamente. O efeito da escolaridade sobre o gasto escolar como proporção da renda é bem menos conclusivo, chegando a ser maior para as categorias de menor escolaridade nos ciclos fundamental e médio entre as famílias com gasto escolar positivo. A conclusão geral é que as estatísticas brasileiras referentes à frequência e ao gasto escolar se alinham com a evidência empírica internacional no que tange à existência de um efeito intergeracional na educação básica.

Ocupação profissional

Variável com seis categorias: sem ocupação, empregado no setor público, empregado no setor privado, conta própria, empregador e não remunerado.²⁷ A categoria da família é a predominante entre os membros de sua unidade de renda. A relevância dessa variável é bem ilustrada quando *empregado no setor público* entra como categoria de referência. Isso porque a diferença estimada das estatísticas com relação a essa categoria é, em certa extensão, o efeito da estabilidade da renda familiar sobre a demanda por educação, uma vez que a estabilidade no emprego desfrutada pelos servidores públicos lhes garante uma renda menos volátil em relação a outras ocupações, em especial o empregado no setor privado. Nesse sentido, como postulado pela teoria de alocação de carteira de longo prazo, quanto maior a instabilidade da renda familiar maior a demanda da família por ativos líquidos e seguros para fins de poupança precaucionária e como instrumento de *hedge* contra choques adversos na renda. Como resultado, a presença de servidores públicos na família diminui o incentivo para a manutenção de ativos financeiros líquidos, fazendo com que os recursos poupados migrem desses ativos em direção ao investimento em capital humano ilíquido. Outra razão não menos importante para a inclusão dessa variável é que diferentes ocupações profissionais moldam diferentes perspectivas de vida e visões do mercado de trabalho, e assim podem influenciar o valor subjetivo atribuído pelos pais à educação de seus filhos.

27. Indivíduos sem ocupação podem auferir renda periódica na forma de pensões, transferências e aposentadorias. Indivíduos não remunerados incluem os que trabalham nos empreendimentos familiares.

Por exemplo, pais trabalhando em contato com os setores tecnologicamente mais avançados da economia, mesmo se pouco escolarizados, poderiam ter uma noção mais clara da importância da educação. O que os dados revelam é que as proporções de famílias com frequência escolar, frequência na rede particular e gasto escolar positivo são, em relação à média populacional, consideravelmente maiores para as categorias *empregado no setor público* e *empregador*. Esses resultados são robustos em relação aos três ciclos de ensino, com exceção da frequência escolar no ensino fundamental, quando então a proporção situa-se em um mesmo patamar de 95,5 para todas as categorias. Por outro lado, como proporção da renda, o gasto escolar da categoria *empregado no setor público* é relativamente menor que a média populacional nos três ciclos, o mesmo ocorrendo com a categoria *empregador* nos ciclos infantil e fundamental.

Avaliação dos serviços de educação

A informação para a construção dessa variável é colhida pelo Questionário 6 da POF, intitulado *Avaliação das Condições de Vida*, por meio do qual a família avalia seu padrão de vida, em relação aos serviços de educação – sem discriminar entre escolas públicas ou privadas –, como bom, satisfatório ou ruim. Trata-se, portanto, de uma medida subjetiva da qualidade da educação disponível para a família. É razoável supor que uma avaliação mais positiva da educação resulte em uma percepção mais favorável de seus benefícios pecuniários e intangíveis, o que se refletiria em maior demanda por serviços de educação, principalmente no caso das famílias mais pobres que enfrentam o dilema entre os benefícios futuros esperados da educação dos filhos e a contribuição corrente efetiva do trabalho infantil para o sustento da família. Nos ciclos infantil e médio, a frequência escolar aumenta com a melhor avaliação da educação (em torno de 12 e 16 p.p., respectivamente, entre as avaliações bom e ruim), embora permaneça praticamente constante no ciclo fundamental. Nos três ciclos de ensino, a frequência na rede particular e a incorrência em gasto escolar positivo respondem positivamente a uma melhor avaliação da educação, embora isso não necessariamente ocorra em relação ao gasto escolar como proporção da renda familiar. No caso desta última estatística, não se observa um padrão comum de resultados entre os ciclos e as amostras usadas para o cálculo da média da estatística.²⁸

28. Entre as avaliações bom e ruim, o aumento da frequência na rede particular supera ligeiramente os 10 p.p. nos três ciclos, enquanto o aumento na incorrência em gasto escolar positivo gira em torno de 8 p.p. nos ciclos infantil e fundamental e 6 p.p. no ciclo médio.

Região

Variável com cinco categorias: Sudeste, Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Como explicado anteriormente, a inclusão dessa variável, bem como da variável extrato geográfico, adiante, é motivada por seu potencial efeito explicativo pelo lado da oferta de serviços de educação, a qual pode variar entre diferentes regiões e extratos geográficos. Uma redução dessa oferta impactaria positivamente as mensalidades escolares e/ou o custo de transporte e deslocamento para os estabelecimentos escolares, influenciando assim as decisões alocativas das famílias quanto à educação de seus membros. Nos três ciclos, a proporção de famílias com membro em idade escolar é maior nas regiões Norte e Nordeste e menor nas regiões Sul e Sudeste. No ciclo infantil, a frequência escolar nas regiões Sudeste e Sul é pelo menos 14 p.p. maior que na região Norte, e apenas um pouco maior que na região Nordeste. No ciclo médio, a frequência escolar nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste é maior que nas regiões Norte e Nordeste, com uma diferença em torno de 6 p.p. entre as regiões Nordeste e Sudeste. No ciclo fundamental, a frequência escolar permanece praticamente constante entre as regiões. A frequência na rede particular e a incorrência em gasto escolar positivo são em geral relativamente altas na região Nordeste e novamente alcançam o menor patamar na região Norte. Já o gasto escolar como proporção da renda alcança seu maior patamar na região Sudeste, em relação aos ciclos infantil e fundamental; e na região Norte, em relação ao ciclo médio. De forma geral, em relação aos três ciclos, a participação do gasto escolar na renda situa-se em patamar superior à média populacional nas regiões Sul e Sudeste, embora em patamar inferior nas regiões Nordeste e Centro-Oeste.

Extrato geográfico

Variável com quatro categorias: capital, região metropolitana (RM) (excluindo capital), área urbana restante (excluindo capital e RM), área rural. Essa variável corresponde à definição de extrato geográfico na POF, podendo ser interpretada como uma indicadora do grau de proximidade da localidade de residência da família em relação à capital de sua UF, a qual é supostamente mais bem provida de serviços públicos, tal como a educação básica. De certa forma, poderia também ser entendida como uma medida do grau de urbanização da localidade de residência da família. Junto com a variável região, o extrato geográfico controlaria a influência da oferta de serviços de educação sobre as decisões das famílias quanto à educação básica de seus membros, na medida em que a proximidade com a capital poderia resultar em maior oferta daqueles serviços. Nos ciclos infantil e médio, a frequência escolar é

menor na área rural em relação à média populacional (cerca de 11 e 5,5 p.p., respectivamente), permanecendo em um mesmo patamar nos extratos mais próximos da capital (em geral, um pouco acima de 50 e 60 p.p., respectivamente). Nos três ciclos de ensino, a frequência na rede particular, bem como a incorrência em gasto escolar positivo, diminuem monotonicamente à medida que a residência da família se afasta da capital, caindo bastante na área rural. Partindo da capital para a área rural, as duas estatísticas sofrem, respectivamente, uma queda em torno de 41 e 27 p.p. no ciclo infantil, 30 e 21 p.p. no ciclo fundamental e 18 e 10 p.p. no ciclo médio. Como proporção da renda, o gasto escolar é relativamente maior na área rural no ciclo infantil, e na capital nos ciclos fundamental e médio, situando-se em patamar mais próximo da média populacional nos demais extratos.

Renda

A teoria econômica pressupõe que a família aloca seus recursos materiais e financeiros com o objetivo de maximizar seu bem-estar intertemporal no contexto de uma restrição orçamentária condicionada pelo valor presente dos fluxos futuros de sua renda disponível, sendo esta então uma variável determinante para a decisão alocativa das famílias entre o gasto com educação e os demais bens e serviços. É preciso, portanto, usar uma medida de renda disponível que reflita, o mais fielmente possível, o poder aquisitivo da família, ou seja, a totalidade dos recursos correntes à disposição dos membros da unidade familiar. Nesse sentido, em vez de calcular diretamente a renda familiar como a soma das receitas correntes líquidas de impostos e contribuições oficiais, este trabalho calcula a renda familiar pela ótica da despesa, ou seja, como a soma de todas as despesas correntes com a aquisição de bens, ativos e serviços, excluindo o pagamento de impostos, contribuições oficiais e transferências obrigatórias, como o pagamento de pensões.²⁹ A razão crucial para tal procedimento é que a informação sobre os rendimentos da família coletada pela POF é bem mais precária que a informação sobre a estrutura de gastos da família. Isso porque o objetivo principal da POF é prover informação para o cálculo dos pesos referentes aos gastos com bens e serviços que compõem a cesta de consumo subjacente ao índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA). Portanto, o foco principal da pesquisa é a estrutura de despesas das famílias, para a qual os dados são bem mais detalhados que os relativos à estrutura de rendimentos das famílias. Em certa medida, isso poderia decorrer do registro incompleto das remunerações auferidas por trabalhadores com atividade

29. Este é o procedimento seguido em Acerenza e Gandelman (2017) em estudo similar ao deste trabalho com microdados de países da América latina e do Caribe.

ou vínculo empregatício mais precário. A renda *per capita* da família é, por sua vez, obtida dividindo-a pelo número total de membros da família. Nas tabelas desta seção, as famílias da amostra estão classificadas em quatro faixas (categorias) de renda *per capita*, desde a faixa com as 25% mais pobres até a faixa com as 25% mais ricas. Nos três ciclos de ensino, a frequência escolar, a frequência na rede particular e a incorrência em gasto escolar positivo crescem com a renda *per capita* familiar, exceto pela frequência escolar no ensino fundamental, a qual permanece constante em um patamar de 95%. Entre as famílias 25% mais pobres e 25% mais ricas, o aumento da frequência escolar é relativamente maior no ciclo médio, enquanto em relação às duas outras estatísticas o aumento é relativamente maior nos ciclos infantil e fundamental.³⁰ Por outro lado, como proporção da renda, o gasto escolar decresce com a renda *per capita* familiar nos três ciclos. Entre as famílias 25% mais pobres e 25% mais ricas, a queda do gasto como proporção da renda é relativamente maior no ciclo fundamental e menor no ciclo infantil.³¹

Cônjuge

Duas categorias: chefe da família com cônjuge e sem cônjuge. A frequência escolar das famílias com cônjuge é aproximadamente 7 p.p. menor no ciclo médio e apenas 3 p.p. maior no ciclo infantil. Nos três ciclos, a proporção das que apresentam frequência na rede particular e incorrência em gasto escolar positivo é maior entre as famílias sem cônjuge, girando a diferença em torno de 2 a 6 p.p., embora essas famílias apresentem menor gasto escolar como proporção da renda.

Proporção de homens entre os membros em idade escolar

Essa variável permite avaliar se o gênero dos membros em idade escolar influencia as decisões alocativas da família quanto a sua educação básica, o que é conhecido na literatura como viés de gênero. A literatura usualmente explica o viés de gênero com base em valores culturais discriminatórios e/ou pela diferença de expectativa dos pais em relação ao valor da educação para o desempenho futuro de seus filhos e filhas no

30. Entre as famílias 25% mais pobres e 25% mais ricas, a frequência escolar aumenta em torno de 15 e 24 p.p. nos ciclos infantil e médio, enquanto a frequência na rede particular e a incorrência em gasto escolar positivo aumentam, respectivamente, em torno de 48 e 41 p.p. no ciclo infantil, 44 e 39 p.p. no ciclo fundamental e 33 e 27 p.p. no ciclo médio.

31. Entre as famílias 25% mais pobres e 25% mais ricas, a proporção do gasto escolar na renda diminui em torno de 8, 16 e 12 p.p., respectivamente, nos ciclos infantil, fundamental e médio na amostra de famílias com gasto escolar positivo, enquanto a queda gira em torno de 6, 23 e 7 p.p. na amostra de famílias com gasto escolar positivo e frequência na rede particular.

mercado de trabalho. Esse é o caso da maioria dos estudos empíricos que enxergam um viés favorável ao gênero masculino, principalmente em países pobres, tais como Masterson (2012) para o Paraguai, Kingdom (2005) e Azam e Kingdon (2013) para a Índia, Aslam e Kingdon (2008) para o Paquistão e Iddrisu *et al.* (2018) para Gana.³² Alternativamente, Wongmonta e Glewwe (2017) concluem que o viés favorável ao gênero feminino encontrado em dados da Tailândia decorre da maior expectativa dos pais em relação às suas filhas quanto ao apoio material e financeiro que receberão na velhice. Juntos, esses resultados conflitantes reforçam o argumento de que, à medida que a relevância da educação para as famílias vem mudando rapidamente ao redor do mundo, e de forma não necessariamente igual, é importante distinguir entre regiões, nível de educação e data da pesquisa ao se investigar a extensão e natureza do viés de gênero. A literatura também aponta que o viés de gênero pode variar consideravelmente entre as decisões de frequência e gasto escolar. Datta e Kingdon (2019) apontam que o viés na frequência escolar se estreitou na Índia entre 1995 e 2014, embora tenha se alargado em relação ao gasto escolar. Nas tabelas a seguir, existem duas categorias para a variável proporção de homens entre os membros em idade escolar: $< 50\%$ e $\geq 50\%$. Em relação à frequência escolar, o viés é fortemente favorável ao gênero feminino no ciclo médio (em torno de 9 p.p. maior), enquanto nos demais ciclos o resultado é observado de forma bem menos expressiva (menos que 2 p.p.). Em relação à frequência na rede particular e à incorrência em gasto escolar positivo, o viés é favorável ao gênero masculino nos ciclos infantil e médio; e favorável ao gênero feminino no ciclo fundamental, embora o viés seja de magnitude relevante apenas no ciclo infantil (em torno de 3 p.p.). Em relação ao gasto escolar como proporção da renda, o viés é favorável ao gênero masculino no ciclo fundamental, mas levemente favorável ao feminino no ciclo infantil. De forma geral, não é possível concluir por um viés definitivamente favorável a um único gênero.

32. O viés desfavorável ao gênero feminino também é encontrado em países desenvolvidos, como apontado em Choi e Hwang (2015) para a Coreia do Sul.

TABELA 1**Análise descritiva dos dados: frequência escolar**

1A – Ciclo infantil

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ² (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Gênero						
Mulher	41,4	19,2	53,0	83,6	25,7	98,5
Homem	58,6	20,4	47,0	82,3	28,2	99,1
Cor						
Branca	38,6	16,4	52,5	86,6	33,4	99,0
Não branca	61,3	22,2	47,9	81,0	23,9	98,7
Idade						
21-30	13,2	44,4	44,8	76,2	17,5	98,4
31-40	28,1	32,3	50,6	84,5	29,5	98,7
41-50	22,9	15,4	53,6	86,6	33,8	99,2
51-60	16,5	6,2	49,6	87,3	33,1	100,0
> 60	19,2	2,2	50,9	85,7	23,5	100,0
Educação						
Superior	12,0	18,6	60,8	89,6	66,0	99,0
Médio	27,1	24,8	51,7	86,5	31,8	98,9
Fundamental completo	13,1	26,6	47,8	80,8	16,3	98,7
Fundamental incompleto	39,2	16,8	45,0	77,8	11,8	98,5
Sem instrução	8,6	10,6	42,2	74,9	14,0	100,0
Ocupação						
Sem ocupação	18,6	8,6	48,8	76,2	19,2	100,0
Empregado público	10,0	19,2	59,5	87,3	44,0	99,6
Empregado privado	40,9	25,1	48,6	83,9	24,5	98,5
Empregador	2,9	19,3	58,6	88,6	62,0	97,4
Conta própria	26,4	20,2	46,9	80,4	23,2	99,1
Não remunerado	1,2	21,6	41,4	75,9	13,8	100,0

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ² (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	59,9	20,6	51,9	83,3	29,1	98,7
Satisfatório	28,1	19,5	47,6	83,3	25,0	99,2
Ruim	12,0	17,7	39,5	78,6	18,6	98,9
Extrato geográfico						
Capital	20,4	19,3	50,0	84,5	47,3	98,8
RM exceto capital	13,6	20,4	51,4	84,5	41,2	99,7
Área urbana exceto RM	43,1	19,7	54,5	84,6	22,4	98,6
Área rural	22,9	20,6	38,4	75,4	6,3	96,9
Região						
Norte	14,5	26,9	39,1	71,7	16,2	97,8
Nordeste	33,2	20,7	51,5	83,7	36,4	99,3
Sudeste	25,7	17,2	55,3	86,3	23,6	98,8
Sul	14,5	16,7	53,2	88,3	22,9	98,2
Centro-Oeste	12,1	19,2	44,9	81,6	25,5	98,6
Renda per capita familiar (%)						
0-25	24,9	32,1	46,0	72,8	11,1	98,2
25-50	25,0	21,4	47,0	84,5	22,6	99,0
50-75	25,0	15,9	51,3	90,7	35,6	99,0
75-100	25,1	10,5	61,6	93,3	59,7	98,9
Chefe sem cônjuge	47,5	33,6	48,8	82,9	28,1	99,0
Chefe com cônjuge	22,4	17,6	51,8	82,7	23,7	98,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	10,4	100,0	50,3	78,0	25,9	98,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	9,5	100,0	48,4	88,3	28,6	99,6

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Idade escolar prevista para o ciclo infantil: 0 a 5 anos.

1B – Ciclo fundamental

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹ (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Gênero						
Mulher	41,4	31,4	95,4	96,7	18,0	94,9
Homem	58,6	30,1	95,7	96,7	17,9	95,8
Cor						
Branca	38,6	26,0	95,9	97,3	24,4	96,9
Não branca	61,3	33,6	95,4	96,4	14,8	94,2
Idade						
21-30	13,2	35,8	93,8	96,1	9,0	94,6
31-40	28,1	48,1	96,1	96,3	16,9	94,5
41-50	22,9	35,2	96,1	97,3	24,5	96,0
51-60	16,5	17,9	94,2	97,3	19,9	97,1
> 60	19,2	7,1	96,2	97,7	16,1	96,6
Educação						
Superior	12,0	25,5	95,5	98,0	59,7	97,7
Médio	27,1	32,9	95,1	97,1	26,1	95,7
Fundamental completo	13,1	37,3	95,7	96,1	11,6	92,4
Fundamental incompleto	39,2	30,6	95,8	96,4	5,7	91,6
Sem instrução	8,6	20,9	95,7	96,0	5,4	90,4
Ocupação						
Sem ocupação	18,6	15,2	95,4	96,9	13,4	97,0
Empregado público	10,0	31,9	95,5	97,3	34,9	96,0
Empregado privado	40,9	35,8	95,6	96,9	15,9	94,7
Empregador	2,9	30,2	94,3	97,8	47,7	97,7
Conta própria	26,4	32,6	95,6	95,9	14,3	94,9
Não remunerado	1,2	40,7	97,0	95,7	7,0	100,0
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	59,9	31,7	95,6	97,0	21,1	96,5
Satisfatório	28,1	30,5	95,4	96,4	13,8	93,8
Ruim	12,0	25,8	95,5	95,8	10,1	87,4

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹ (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Extrato geográfico						
Capital	20,4	29,1	95,1	96,6	33,6	96,8
RM exceto capital	13,6	29,4	94,3	97,4	27,1	95,9
Área urbana exceto RM	43,1	30,4	95,7	96,9	16,7	94,3
Área rural	22,9	33,3	96,2	96,0	3,3	91,7
Região						
Nordeste	33,2	32,1	95,3	96,7	25,7	95,0
Sudeste	25,7	26,0	96,1	96,6	19,7	97,0
Sul	14,5	25,8	96,1	97,8	12,3	97,6
Centro-Oeste	12,1	29,9	95,1	97,3	12,9	94,4
Renda per capita familiar (%)						
0-25	24,9	46,4	96,0	95,4	5,2	87,3
25-50	25,0	33,4	95,6	96,8	13,6	93,4
50-75	25,0	25,6	94,7	97,8	25,2	95,8
75-100	25,1	17,3	95,4	98,2	49,6	98,5
Chefe sem cônjuge	47,5	49,3	95,8	96,5	18,4	95,7
Chefe com cônjuge	22,4	32,3	94,8	97,1	16,5	94,5
Proporção de homens em idade escolar < 50%	16,4	100,0	96,0	95,9	18,7	94,6
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	14,2	100,0	95,0	97,6	17,1	96,4

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Idade escolar prevista para o ciclo fundamental: 6 a 14 anos.

1C – Ciclo médio

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹ (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Amostra completa	100,0	14,3	61,2	93,9	11,5	98,9
Gênero						
Mulher	41,4	15,2	60,5	93,7	10,2	99,5
Homem	58,6	13,7	61,6	94,1	12,6	98,6
Cor						
Branca	38,6	11,8	65,7	96,2	17,2	99,7
Não branca	61,3	15,9	59,0	92,7	8,6	98,2
Idade						
21-30	13,2	15,7	54,0	90,4	5,0	100,0
31-40	28,1	20,1	60,4	92,8	8,2	98,7
41-50	22,9	18,2	65,3	95,4	16,0	99,2
51-60	16,5	9,6	63,4	96,4	17,8	98,0
> 60	19,2	4,3	58,9	96,3	12,3	100,0
Educação						
Superior	12,0	10,4	80,2	97,7	40,5	99,6
Médio	27,1	13,3	71,4	95,9	15,7	99,1
Fundamental completo	13,1	16,2	65,9	94,8	6,7	96,2
Fundamental incompleto	39,2	16,0	52,6	91,7	3,0	98,2
Sem instrução	8,6	12,6	45,4	88,0	1,8	100,0
Ocupação						
Sem ocupação	18,6	8,0	55,5	93,5	11,1	100,0
Empregado público	10,0	15,1	75,3	95,6	22,5	97,9
Empregado privado	40,9	16,5	59,5	94,4	9,0	99,5
Empregador	2,9	11,5	78,1	95,2	39,0	98,2
Conta própria	26,4	14,7	59,7	92,9	8,2	99,0
Não remunerado	1,2	27,2	56,3	86,9	4,0	100,0
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	59,9	14,6	64,3	94,0	13,9	99,1
Satisfatório	28,1	14,2	59,2	94,4	8,5	98,2
Ruim	12,0	13,1	48,6	92,3	3,5	100,0

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹	Frequência escolar	Frequência escolar plena	Frequência na rede particular	Frequência plena na rede particular
	(A)	(B) (%A)	(C) (%B)	(D) (%C)	(E) (%C)	(F) (%E)
Extrato geográfico						
Capital	20,4	13,6	63,8	94,6	20,8	99,5
RM exceto capital	13,6	14,2	61,6	95,0	16,0	100,0
Área urbana exceto RM	43,1	13,8	63,2	94,3	10,7	97,8
Área rural	22,9	16,1	55,7	92,1	2,5	100,0
Região						
Nordeste	33,2	15,7	57,3	92,7	13,7	99,1
Sudeste	25,7	12,0	67,5	96,9	13,8	99,4
Sul	14,5	11,8	63,2	97,2	10,0	98,3
Centro-Oeste	12,1	13,1	67,8	94,2	11,8	98,6
Renda per capita familiar (%)						
0-25	24,9	21,6	52,3	89,7	3,1	97,9
25-50	25,0	16,0	61,3	93,8	6,1	98,8
50-75	25,0	12,0	66,7	96,9	11,5	99,2
75-100	25,1	7,7	76,9	98,2	36,7	99,0
Chefe sem cônjuge	47,5	21,5	63,2	94,1	12,3	98,6
Chefe com cônjuge	22,4	18,0	56,6	93,5	9,6	100,0
Proporção de homens em idade escolar < 50%	7,2	100,0	65,7	92,3	11,1	98,6
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	7,1	100,0	56,5	95,9	12,1	99,3

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Idade escolar prevista para o ciclo médio: 15 a 17 anos.

TABELA 2**Análise descritiva dos dados: existência de gasto escolar positivo**

2A – Ciclo infantil

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0 (G) (%C)	Gasto > 0 e frequência na rede particular		
				(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Amostra completa	49,4	27,2	20,2	17,2	63,3	85,2
Gênero						
Mulher	53,0	25,7	18,8	15,1	58,9	80,3
Homem	47,0	28,2	21,2	18,7	66,3	88,5
Cor						
Branca	52,5	33,4	25,6	21,8	65,4	85,2
Não branca	47,9	23,9	17,4	14,8	61,9	85,2
Idade						
21-30	44,8	17,5	14,1	11,1	63,3	78,3
31-40	50,6	29,5	22,5	19,3	65,6	86,1
41-50	53,6	33,8	24,2	21,7	64,0	89,4
51-60	49,6	33,1	21,1	18,0	54,3	85,0
> 60	50,9	23,5	6,7	5,0	21,4	75,0
Educação						
Superior	60,8	66,0	46,2	44,0	66,6	95,1
Médio	51,7	31,8	24,7	21,1	66,3	85,4
Fundamental completo	47,8	16,3	12,6	9,0	55,0	70,9
Fundamental incompleto	45,0	11,8	9,1	6,7	56,7	73,3
Sem instrução	42,2	14,0	5,1	4,2	30,0	81,8
Ocupação						
Sem ocupação	48,8	19,2	11,8	8,8	45,8	74,5
Empregado público	59,5	44,0	31,2	28,9	65,7	92,5
Empregado privado	48,6	24,5	18,9	16,0	65,2	84,7
Empregador	58,6	62,0	47,3	43,5	70,2	92,0
Conta própria	46,9	23,2	16,9	13,6	58,8	80,5
Não remunerado	41,4	13,8	13,8	10,3	75,0	75,0

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0		Gasto > 0 e frequência na rede particular	
			(G) (%C)	(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	51,9	29,1	21,8	18,8	64,4	86,2
Satisfatório	47,6	25,0	18,5	15,8	63,0	85,1
Ruim	39,5	18,6	13,1	9,6	51,7	73,8
Extrato geográfico						
Capital	50,0	47,3	32,8	29,2	61,8	89,1
RM exceto capital	51,4	41,2	29,8	27,1	65,6	90,7
Área urbana exceto RM	54,5	22,4	17,6	14,4	64,1	81,5
Área rural	38,4	6,3	5,4	3,6	56,2	66,7
Região						
Nordeste	51,5	36,4	26,4	23,7	65,1	89,6
Sudeste	55,3	23,6	17,2	14,8	62,7	86,0
Sul	53,2	22,9	20,8	15,1	65,9	72,5
Centro-Oeste	44,9	25,5	21,3	19,1	75,0	89,5
Renda per capita familiar (%)						
0-25	46,0	11,1	6,8	4,8	42,7	69,8
25-50	47,0	22,6	15,8	12,6	55,9	79,6
50-75	51,3	35,6	27,6	23,2	65,2	84,1
75-100	61,6	59,7	47,6	44,7	74,8	94,0
Chefe sem cônjuge	48,8	28,1	21,4	18,4	65,7	86,0
Chefe com cônjuge	51,8	23,7	15,4	12,5	52,6	81,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	50,3	25,9	18,8	16,2	62,5	86,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	48,4	28,6	21,7	18,3	64,0	84,4

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

2B – Ciclo fundamental

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0		Gasto > 0 e frequência na rede particular	
			(G) (%C)	(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Amostra completa	95,5	17,9	14,8	11,8	65,7	79,8
Gênero						
Mulher	95,4	18,0	14,0	11,0	60,8	78,5
Homem	95,7	17,9	15,4	12,4	69,3	80,6
Cor						
Branca	95,9	24,4	19,8	17,0	69,6	85,7
Não branca	95,4	14,8	12,3	9,2	62,6	75,1
Idade						
21-30	93,8	9,0	8,4	5,2	57,9	61,5
31-40	96,1	16,9	14,1	11,3	66,6	79,6
41-50	96,1	24,5	19,6	16,8	68,6	85,6
51-60	94,2	19,9	16,6	12,8	64,4	77,4
> 60	96,2	16,1	10,3	7,8	48,3	75,0
Educação						
Superior	95,5	59,7	44,8	42,8	71,7	95,6
Médio	95,1	26,1	20,2	17,3	66,1	85,3
Fundamental completo	95,7	11,6	9,7	7,1	61,3	73,7
Fundamental incompleto	95,8	5,7	6,4	3,2	55,0	49,4
Sem instrução	95,7	5,4	6,7	2,4	44,2	35,9
Ocupação						
Sem ocupação	95,4	13,4	11,2	7,2	53,7	64,7
Empregado público	95,5	34,9	27,8	25,0	71,8	90,1
Empregado privado	95,6	15,9	12,9	10,0	63,1	77,7
Empregador	94,3	47,7	40,0	38,4	80,5	96,2
Conta própria	95,6	14,3	12,2	9,1	63,6	74,2
Não remunerado	97,0	7,0	7,0	4,7	66,7	66,7
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	95,6	21,1	16,9	14,0	66,5	82,9
Satisfatório	95,4	13,8	11,9	9,0	65,3	75,3
Ruim	95,5	10,1	9,4	5,8	56,9	61,3

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0 (G) (%C)	Gasto > 0 e frequência na rede particular		
				(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Extrato geográfico						
Capital	95,1	33,6	25,2	21,8	64,7	86,5
RM exceto capital	94,3	27,1	20,2	17,5	64,7	86,5
Área urbana exceto RM	95,7	16,7	14,4	11,4	68,1	79,1
Área rural	96,2	3,3	4,6	1,8	56,4	39,9
Região						
Nordeste	95,3	25,7	20,3	17,3	67,3	85,2
Sudeste	96,1	19,7	15,5	13,8	69,8	89,0
Sul	96,1	12,3	11,8	7,8	63,0	66,0
Centro-Oeste	95,1	12,9	12,4	8,8	68,1	71,0
Renda per capita familiar (%)						
0-25	96,0	5,2	4,1	1,6	30,4	39,0
25-50	95,6	13,6	10,7	7,7	56,4	71,5
50-75	94,7	25,2	19,9	16,2	64,1	81,5
75-100	95,4	49,6	43,7	40,5	81,7	92,7
Chefe sem cônjuge	95,8	18,4	15,6	12,7	68,9	81,0
Chefe com cônjuge	94,8	16,5	12,0	8,9	54,0	74,6
Proporção de homens em idade escolar < 50%	96,0	18,7	15,1	12,3	65,8	81,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	95,0	17,1	14,4	11,2	65,6	78,1

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

2C – Ciclo médio

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0 (G) (%C)	Gasto > 0 e frequência na rede particular		
				(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Amostra completa	61,2	11,5	8,9	6,3	54,6	71,2
Gênero						
Mulher	60,5	10,2	7,6	5,3	52,3	69,8
Homem	61,6	12,6	9,8	7,0	56,1	72,1
Cor						
Branca	65,7	17,2	12,9	9,6	55,9	74,5
Não branca	59,0	8,6	6,7	4,6	53,3	67,9
Idade						
21-30	54,0	5,0	5,0	2,1	41,9	41,9
31-40	60,4	8,2	6,8	4,3	51,9	62,3
41-50	65,3	16,0	11,5	9,0	56,2	78,2
51-60	63,4	17,8	13,7	11,4	64,0	83,1
> 60	58,9	12,3	7,1	4,9	39,4	68,4
Educação						
Superior	80,2	40,5	28,1	24,5	60,4	87,2
Médio	71,4	15,7	10,3	8,0	50,7	77,0
Fundamental completo	65,9	6,7	6,1	3,4	50,0	55,3
Fundamental incompleto	52,6	3,0	3,8	1,4	47,3	37,1
Sem instrução	45,4	1,8	3,6	1,8	100,0	50,0
Ocupação						
Sem ocupação	55,5	11,1	7,4	5,0	45,1	67,6
Empregado público	75,3	22,5	16,0	13,2	58,7	82,4
Empregado privado	59,5	9,0	7,1	4,3	48,0	61,0
Empregador	78,1	39,0	30,1	28,1	71,9	93,2
Conta própria	59,7	8,2	6,8	4,6	56,2	67,0
Não remunerado	56,3	4,0	4,0	3,0	75,0	75,0
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	64,3	13,9	10,2	8,0	57,5	78,4
Satisfatório	59,2	8,5	7,1	4,0	47,3	57,0
Ruim	48,6	3,5	4,5	0,9	26,7	21,1

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0		Gasto > 0 e frequência na rede particular	
			(G) (%C)	(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Extrato geográfico						
Capital	63,8	20,8	13,9	10,8	51,7	77,4
RM exceto capital	61,6	16,0	11,4	7,9	49,5	69,3
Área urbana exceto RM	63,2	10,7	8,5	6,2	58,3	73,4
Área rural	55,7	2,5	3,7	1,7	65,5	45,2
Região						
Nordeste	57,3	13,7	10,6	8,0	58,8	75,7
Sudeste	67,5	13,8	9,0	7,3	53,1	81,7
Sul	63,2	10,0	9,3	5,3	53,3	57,1
Centro-Oeste	67,8	11,8	10,5	7,3	62,0	69,8
Renda per capita familiar (%)						
0-25	52,3	3,1	1,4	0,4	12,5	27,3
25-50	61,3	6,1	5,1	2,6	42,2	50,0
50-75	66,7	11,5	9,3	5,9	51,6	63,5
75-100	76,9	36,7	28,5	24,2	66,0	85,1
Chefe sem cônjuge	63,2	12,3	9,7	6,9	56,4	71,3
Chefe com cônjuge	56,6	9,6	6,5	4,6	48,4	71,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	65,7	11,1	8,5	6,2	56,2	73,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	56,5	12,1	9,3	6,4	52,9	69,2

Fonte: POF 2018-2019

Elaboração do autor.

TABELA 3**Análise descritiva dos dados: tamanho do gasto escolar**

3A – Ciclo infantil

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Variável categórica	Gasto escolar (mensal)	
	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Amostra completa	8,1	7,7
Gênero		
Mulher	8,4	8,1
Homem	7,8	7,4
Cor		
Branca	8,3	8,2
Não branca	7,9	7,3
Idade		
21-30	8,6	7,2
31-40	8,2	7,9
41-50	7,9	8,0
51-60	6,1	5,8
> 60	6,7	6,9
Educação		
Superior	8,1	7,9
Médio	7,9	7,6
Fundamental completo	7,8	6,6
Fundamental incompleto	8,9	8,1
Sem instrução	4,6	4,3
Ocupação		
Sem ocupação	8,5	6,6
Empregado público	7,5	7,3
Empregado privado	8,3	7,7
Empregador	7,7	7,4
Conta própria	8,0	8,2
Não remunerado	7,5	8,1
Avaliação dos serviços de educação		
Bom	8,0	7,8
Satisfatório	8,2	7,5
Ruim	8,0	6,7

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Estrato geográfico		
Capital	8,4	7,9
RM exceto capital	7,3	7,1
Área urbana exceto RM	7,7	7,4
Área rural	12,4	10,7
Região		
Norte	9,4	7,0
Nordeste	7,1	6,8
Sudeste	9,9	9,4
Sul	8,2	8,4
Centro-Oeste	7,8	7,7
Renda per capita familiar (%)		
0-25	14,6	12,4
25-50	8,8	8,9
50-75	6,9	7,0
75-100	6,4	6,4
Chefe sem cônjuge	7,9	7,5
Chefe com cônjuge	9,0	8,5
Proporção de homens em idade escolar < 50%	8,1	7,9
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	8,0	7,4

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

3B – Ciclo fundamental

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Amostra completa	11,3	10,6
Gênero		
Mulher	11,6	10,5
Homem	11,0	10,7
Cor		
Branca	10,8	10,5
Não branca	11,6	10,7
Idade		
21-30	11,5	9,2
31-40	12,0	11,3
41-50	10,3	10,2
51-60	11,1	10,2
> 60	12,3	10,5
Educação		
Superior	10,1	10,3
Médio	11,6	11,4
Fundamental completo	10,4	9,4
Fundamental incompleto	12,6	9,9
Sem instrução	13,5	9,1
Ocupação		
Sem ocupação	13,9	10,3
Empregado público	9,1	9,2
Empregado privado	12,2	12,0
Empregador	9,0	9,0
Conta própria	11,3	10,4
Não remunerado	9,0	6,7
Avaliação dos serviços de educação		
Bom	11,4	10,9
Satisfatório	10,5	9,4
Ruim	12,4	11,1

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Extrato geográfico		
Capital	13,1	12,9
RM exceto capital	10,5	9,8
Área urbana exceto RM	9,8	9,1
Área rural	12,7	9,5
Região		
Norte	12,3	9,1
Nordeste	9,7	9,1
Sudeste	14,5	14,6
Sul	11,4	10,9
Centro-Oeste	10,3	8,8
Renda per capita familiar (%)		
0-25	24,2	31,5
25-50	13,1	12,5
50-75	9,8	9,9
75-100	8,2	8,2
Chefe sem cônjuge	10,7	10,4
Chefe com cônjuge	13,6	11,7
Proporção de homens em idade escolar < 50%	10,9	10,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	11,8	11,3

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

3C – Ciclo médio

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Amostra completa	10,6	10,8
Gênero		
Mulher	11,9	12,6
Homem	9,8	9,7
Cor		
Branca	10,7	11,4
Não branca	10,5	10,1
Idade		
21-30	9,7	8,9
31-40	9,7	9,3
41-50	10,8	11,0
51-60	12,2	12,2
> 60	9,8	12,0
Educação		
Superior	10,4	10,9
Médio	10,0	10,5
Fundamental completo	11,5	10,5
Fundamental incompleto	11,2	11,6
Sem instrução	14,1	10,9
Ocupação		
Sem ocupação	11,0	10,9
Empregado público	9,3	9,4
Empregado privado	11,5	11,9
Empregador	11,3	11,8
Conta própria	10,3	10,3
Não remunerado	4,8	6,1
Avaliação dos serviços de educação		
Bom	10,7	11,1
Satisfatório	10,7	9,1
Ruim	8,6	10,7

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Extrato geográfico		
Capital	12,2	12,1
RM exceto capital	9,3	9,7
Área urbana exceto RM	10,0	10,2
Área rural	10,1	9,8
Região		
Norte	13,3	16,4
Nordeste	10,5	10,0
Sudeste	11,5	11,5
Sul	11,4	12,9
Centro-Oeste	7,3	8,5
Renda per capita familiar (%)		
0-25	20,4	16,6
25-50	14,3	17,5
50-75	10,4	11,5
75-100	8,7	9,1
Chefe sem cônjuge	10,4	10,4
Chefe com cônjuge	11,4	12,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	10,6	11,3
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	10,6	10,1

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

TABELA 4
Distribuição amostral por idade dos indivíduos frequentando escola, por ciclo

Idade	Infantil			Fundamental			Médio				
	Número de observações	%	Acumulado (%)	Idade	Número de observações	%	Acumulado (%)	Idade	Número de observações	%	Acumulado (%)
0	53	0,8	0,8	0	-	-	-	0	-	-	-
1	251	3,7	4,5	1	-	-	-	1	-	-	-
2	663	9,8	14,3	2	-	-	-	2	-	-	-
3	1217	18,0	32,4	3	-	-	-	3	-	-	-
4	1894	28,1	60,5	4	27	0,1	0,1	4	-	-	-
5	1881	27,9	88,4	5	274	1,1	1,2	5	-	-	-
6	740	11,0	99,3	6	1.694	6,5	7,7	6	-	-	-
7	31	0,5	99,8	7	2.441	9,4	17,1	7	-	-	-
8	8	0,1	99,9	8	2.428	9,4	26,4	8	-	-	-
9	7	0,1	100,0	9	2.668	10,3	36,7	9	-	-	-
10	-	-	100,0	10	2.496	9,6	46,3	10	-	-	-
11	-	-	100,0	11	2.704	10,4	56,7	11	-	-	-
12	-	-	100,0	12	2.775	10,7	67,4	12	-	-	-
13	-	-	100,0	13	2.703	10,4	77,8	13	21	0,3	0,3
14	-	-	100,0	14	2.378	9,2	86,9	14	320	3,9	4,2
15	-	-	100,0	15	1.317	5,1	92,0	15	1418	17,4	21,5
16	-	-	100,0	16	722	2,8	94,8	16	2041	25,0	46,5
17	-	-	100,0	17	430	1,7	96,4	17	1785	21,9	68,4
18	-	-	100,0	18	194	0,8	97,2	18	966	11,8	80,2
19	-	-	100,0	19	90	0,4	97,5	19	430	5,3	85,5
20	-	-	100,0	20	50	0,2	97,7	20	246	3,0	88,5
21	-	-	100,0	21	45	0,2	97,9	21	172	2,1	90,6
22	-	-	100,0	22	27	0,1	98,0	22	92	1,1	91,7

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continua)

Idade	Infantil			Fundamental			Médio				
	Número de observações	%	Acumulado (%)	Idade	Número de observações	%	Acumulado (%)	Idade	Número de observações	%	Acumulado (%)
23	-	-	100,0	23	37	0,1	98,2	23	66	0,8	92,5
24	-	-	100,0	24	15	0,1	98,2	24	48	0,6	93,1
25	-	-	100,0	25	20	0,1	98,3	25	44	0,5	93,7
26	-	-	100,0	26	21	0,1	98,4	26	32	0,4	94,1
27	-	-	100,0	27	18	0,1	98,4	27	38	0,5	94,5
28	-	-	100,0	28	11	0,0	98,5	28	33	0,4	94,9
29	-	-	100,0	29	8	0,0	98,5	29	30	0,4	95,3
30	-	-	100,0	30	13	0,1	98,6	30	28	0,3	95,6
> 30	-	-	100,0	>30	359	1,4	100,0	>30	357	4,3	100,0
Total	6.745	100,0	-		25.965	100,0	-		8.167	100,0	-

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Obs.: Idade escolar prevista pela LDB para o referido ciclo encontra-se sombreada.

5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O aparato metodológico usado neste trabalho precisa ser capaz de refletir a natureza sequencial das decisões tomadas pelas famílias em relação à provisão de educação básica para seus membros em idade escolar. Em primeiro lugar, a família decide pela frequência ou não de seus membros na escola. Em segundo lugar, caso decida pela frequência, a família decide por matriculá-los ou não na rede pública gratuita. A alternativa seria, em geral, uma escola particular paga, embora também existam instituições públicas que cobram algum tipo de compensação e instituições privadas que oferecem bolsas de estudo. Logo, apenas a título de simplificação, as escolas são divididas em públicas gratuitas e particulares pagas. Em terceiro lugar, caso opte pela rede particular, a família decide o tamanho do gasto escolar, ou a fração de sua renda que estaria disponível para ser alocada nessa rubrica.

Uma consequência desse processo de decisões sequenciais é que a observação ou não da última decisão depende das duas decisões anteriores, ou seja, o tamanho do gasto escolar da família (variável contínua) é observado se e somente se a família decide pela frequência de seus membros na escola (variável binária) e, além disso, opta pela rede particular de ensino (variável binária). No caso de correlação entre os fatores não observados da terceira decisão com aqueles das duas primeiras, a amostra disponível de famílias com gasto escolar positivo não é aleatória, de forma que a estimação de um modelo de regressão multivariada que a tenha como variável dependente está sujeita ao viés de seleção analisado por Heckman (1979).

De modo semelhante, a observação da segunda decisão depende da primeira, ou seja, a decisão entre a rede pública ou particular é observada se e somente se a família decide pela frequência de seus membros na escola. Logo, no caso de correlação entre os fatores não observados das duas primeiras decisões, a amostra disponível para a segunda decisão não é aleatória, e, portanto, a estimação separada de um modelo probit para a mesma – que não leve em conta essa correlação – também está sujeita a um viés de seleção amostral.

Com base nessas considerações, a estratégia empírica apropriada consiste inicialmente na estimação de um modelo probit com seleção amostral (modelo Heckman probit) para a segunda decisão, cuja estrutura incorpora tanto o fato de que a observação da segunda decisão depende da primeira como que os fatores não observados (erros aleatórios) dessas decisões podem estar correlacionados. Em seguida, um procedimento análogo ao modelo de Heckit, desenvolvido em Heckman (1976), é usado para

TEXTO para DISCUSSÃO

corrigir o eventual viés de seleção na estimação da regressão linear para a terceira decisão (referente ao tamanho do gasto) com a amostra disponível de famílias com gasto escolar positivo. O modelo como um todo é conhecido como modelo de Heckman com viés de seleção duplo, na medida em que existem duas regras de seleção amostral para a observação do tamanho do gasto escolar, e, portanto, duas correções precisam feitas na estimação de sua equação de regressão linear.³³

O modelo é estimado separadamente para cada ciclo escolar (infantil, fundamental e médio), com a amostra de famílias que possuem pelo menos um membro na idade escolar prevista para tal ciclo. Para descrevê-lo rigorosamente, as três variáveis dependentes são agrupadas no vetor (M_1, M_2, S) , cada qual correspondendo a uma das três decisões tomadas sequencialmente pelas famílias. A variável indicadora M_1 assume valor 1 quando a família apresenta frequência escolar, ou seja, quando possui pelo menos um membro em idade escolar frequentando escola. A variável indicadora M_2 assume valor 1 quando a família opta pela rede particular (ou seja, quando possui pelo menos um membro frequentando escola particular e, portanto, incorre em gasto escolar positivo). A variável S é o tamanho (positivo) do gasto escolar total da família.³⁴

Algumas considerações precisam ser feitas em relação às definições das indicadoras M_1 e M_2 . Em relação à variável M_1 , pode-se argumentar que, entre os membros com idade escolar de uma mesma família, alguns frequentam escola e outros não. Logo, como a unidade de observação é a família, e não cada membro em particular, é preciso algum critério para definir o valor dessa indicadora para cada família. O critério adotado é o que parece menos arbitrário, uma vez que a quarta coluna nas tabelas 1A, 1B e 1C mostra que, entre as famílias com *pelo menos* um membro frequentando escola, a proporção daquelas que possuem *todos* os membros em idade escolar frequentando escola é de 82,9%, 96,7% e 93,9% nos ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente. Resultado semelhante é observado em relação à variável M_2 . Nesse caso, a última coluna das tabelas 1A, 1B e 1C mostra que, nos três ciclos de ensino, entre as famílias com *pelo menos* um membro em idade escolar frequentando a rede particular, uma proporção maior que 95% delas possui *todos* os membros em idade escolar também frequentando essa rede. Dessa forma, é razoável definir $M_1 = 1$ ($M_2 = 1$)

33. Apresentação e aplicações do modelo podem ser encontrados em Tunali (1986), Baffoe-Bonnie (2009) e Ceyhan, Tunali e Yavuzoglu (2008).

34. É possível que, em algumas localidades desfavorecidas, as indicadoras M_1 e M_2 apenas reflitam a ausência de serviços de educação pública e/ou privada, não se tratando, portanto, da indicação de uma escolha propriamente dita. Dessa forma, na estimação do modelo econométrico descrito adiante, o que as variáveis M_1 e M_2 estão rigorosamente indicando é a condição da família reportada na POF.

quando a família possui pelo menos um membro em idade escolar frequentando escola na rede particular.

Ainda em relação à indicadora M_2 , o que se pretende no modelo é que a mesma identifique as famílias que incorrem em gasto escolar positivo com seus *próprios* membros em idade escolar. Ou seja, esta variável deve sinalizar a disposição efetiva da família de custear para tais membros uma educação de qualidade supostamente superior em relação à escola pública gratuita.³⁵ Como as escolas públicas que exigem contribuição de manutenção (escolas cívico-militares, por exemplo) respondem por uma fração diminuta do total das escolas que envolvem alguma forma de gasto escolar privado, e também para facilitar a terminologia usada na descrição dos resultados, a incorrência pela família em gasto escolar positivo com seus próprios membros (ou seja, $M_2=1$) é aqui referida como *opção da família pela rede particular de ensino*.³⁶

Resta saber como identificar, com os dados da POF, as famílias que satisfazem $M_2 = 1$, segundo a definição apresentada, uma vez que, como explicado na subseção 4.2, a POF não provê informação detalhada quanto à destinação do gasto escolar incorrido por seus membros, o qual poderia estar financiando até mesmo a educação de membros de outras famílias. Além disso, como fica evidente na tabela 2, essa limitação informacional é agravada pela existência, entre as famílias que incorrem em gasto escolar positivo, de uma proporção não desprezível que não possui um membro sequer frequentando escola particular.

Dessa forma, a título de avaliação da robustez dos resultados, o modelo é estimado com duas definições alternativas para a variável M_2 : i) $M_2 = 1$ se a família reporta gasto escolar positivo; e ii) $M_2 = 1$ se a família reporta gasto escolar positivo e, ao mesmo tempo, reporta frequência escolar na rede particular, ou seja, se possui pelo menos um membro em idade escolar frequentando escola da rede particular.³⁷ Conseqüentemente, a primeira alternativa corre o risco de atribuir erroneamente $M_2 = 1$ a famílias cujo gasto escolar é todo destinado a membros de outras famílias, enquanto a segunda alternativa corre o risco de não atribuí-lo – também erroneamente – a famílias que, embora incorrendo em gasto escolar positivo com seus membros, não reportam frequência na rede

35. É semelhante à decisão de um indivíduo que contrata um plano de saúde individual para não depender do sistema público de saúde.

36. Outra razão pela qual essa não é uma equivalência inteiramente precisa é a possibilidade de existência, entre as famílias que optam pela rede particular, de uma parcela não incorrendo em gasto escolar positivo em virtude do recebimento de bolsas de estudo.

37. Obviamente, o conjunto de famílias satisfazendo a segunda alternativa está contido no conjunto que satisfaz a primeira.

TEXTO para DISCUSSÃO

particular tanto por erro de omissão como porque essa frequência ocorre apenas em instituição pública que exige alguma forma de compensação financeira, como taxas de manutenção. Portanto, nenhuma das duas alternativas assegura que o conjunto de famílias com $M_2 = 1$ coincida exatamente com o conjunto de famílias que incorrem em gasto escolar positivo com seus *próprios* membros em idade escolar, não importa se na rede pública ou particular, o que seria a definição ideal para essa variável. Daí a importância que o modelo seja estimado com ambas as alternativas para avaliar a robustez dos resultados obtidos.³⁸

Definidas as variáveis dependentes no vetor (M_1, M_2, S) , suas observações amostrais são geradas pelo modelo de viés de seleção amostral duplo

$$M_1 = \begin{cases} 1 & \text{se } \Pi_1 Z_1 + \epsilon_1 \geq 0 \\ 0 & \text{se } \Pi_1 Z_1 + \epsilon_1 < 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$M_2 = \begin{cases} 1 & \text{se } \Pi_2 Z_2 + \epsilon_2 \geq 0 \\ 0 & \text{se } \Pi_2 Z_2 + \epsilon_2 < 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$\ln S = \beta X + \mu \quad (3)$$

tal que os erros têm distribuição normal conjunta

$$(\epsilon_1, \epsilon_2, \mu) | Z \sim N(0, \Sigma) \quad (4)$$

com matriz de covariância

$$\Sigma = COV(\epsilon_1, \epsilon_2, \mu) = \begin{bmatrix} \sigma_1 & \rho_{12} & \sigma_{1\mu} \\ \rho_{12} & \sigma_2 & \sigma_{2\mu} \\ \sigma_{1\mu} & \sigma_{2\mu} & \sigma_\mu \end{bmatrix} \quad (5)$$

em que $Z = (Z_1, Z_2, X)$. Arbitra-se a hipótese inócua $\sigma_1 = \sigma_2 = 1$ para identificação dos parâmetros, de forma que ρ_{12} é a correlação entre os erros ϵ_1 e ϵ_2 . Embora os conjuntos de variáveis que explicam M_1 , M_2 e $\ln S$ possam diferir entre si, elas são agrupadas no vetor Z para facilitar a exposição adiante. Por definição, a indicadora M_2

38. Uma terceira alternativa seria atribuir $M_2 = 1$ quando a família reporta frequência na rede particular, independentemente se reporta ou não gasto escolar positivo. Essa alternativa também corre o risco de excluir famílias que incorrem em gasto escolar positivo com seus membros, mas que por erro de omissão não reportam frequência na rede particular. Além disso, como se infere da quinta coluna das tabelas 2A e 2C, essa alternativa é inviável na prática porque, no modelo econométrico descrito adiante, a variável dependente na equação (3) não poderia ser definida para um número considerável de famílias com gasto escolar $S = 0$, embora com membro frequentando a rede particular.

é observada se e somente se $M_1 = 1$, enquanto a variável contínua $\ln S$ é observada se e somente se $M_1 = M_2 = 1$.

A estimação do modelo probit para M_2 em (2) e do modelo linear para $\ln S$ em (3) com suas respectivas observações amostrais está sujeita ao viés de seleção amostral quando $\rho_{12} \neq 0$ e quando $\sigma_{1\mu} \neq 0$ ou $\sigma_{2\mu} \neq 0$, respectivamente. Para contornar esse problema, e assim obter estimativas consistentes dos parâmetros, os coeficientes Π_1 e Π_2 , bem como a correlação ρ_{12} , são inicialmente estimados por meio da maximização da função de verossimilhança

$$\begin{aligned} \ln L(\Pi_1, \Pi_2, \rho_{12}) = \sum_i^N \{ & M_1 M_2 \ln F(\Pi_1 Z_1, \Pi_2 Z_2; \rho_{12}) - \\ & M_1 (1 - M_2) \ln [\Phi(\Pi_1 Z_1) - F(\Pi_1 Z_1, \Pi_2 Z_2; \rho_{12})] + \\ & (1 - M_1) \ln \Phi(-\Pi_1 Z_1) \} \end{aligned} \quad (5)$$

em que $\Phi(\cdot)$ é a distribuição acumulada da normal padrão, enquanto $F(\cdot; \rho_{12})$ é a distribuição acumulada de uma normal padrão bivariada com covariância ρ_{12} .

Em seguida, segue diretamente das hipóteses (3) e (4) que uma estimativa consistente do vetor de parâmetros β – usando somente a subamostra de famílias satisfazendo ambas as condições $M_1 = M_2 = 1$ – pode ser obtida através da regressão por mínimos quadrados da equação

$$\ln S = E(\ln S | M_1 = M_2 = 1, Z) + \mu^* = \beta X + E(\mu | M_1 = M_2 = 1, Z) + \mu^* \quad (6)$$

em que, por definição, o erro μ^* satisfaz a condição

$$E(\mu^* | M_1 = M_2 = 1, Z) = 0$$

É preciso, contudo, obter uma expressão para a esperança condicional do erro μ na equação (6). Para tanto, cabe observar inicialmente que as definições (1) e (2) permitem reescrevê-la como

$$E(\mu | M_1 = M_2 = 1, Z) = E(\mu | \epsilon_1 \geq -C_1, \epsilon_2 \geq -C_2, Z) \quad (7)$$

em que $C_1 = \Pi_1 Z_1$ e $C_2 = \Pi_2 Z_2$.

Por sua vez, a hipótese (4) de normalidade conjunta entre os erros permite afirmar que

$$\mu = k_1 \epsilon_1 + k_2 \epsilon_2 + v \quad (8)$$

TEXTO para DISCUSSÃO

tal que $E(v|\epsilon_1, \epsilon_2, Z) = 0$, em que

$$k_1 = \frac{\sigma_{1\mu} - \rho_{12}\sigma_{2\mu}}{1 - \rho_{12}^2}$$

$$k_2 = \frac{\sigma_{2\mu} - \rho_{12}\sigma_{1\mu}}{1 - \rho_{12}^2}$$

Substituindo o resultado (8) na eq. (7), segue que

$$E(\mu|M_1 = M_2 = 1, Z) = k_1 E(\epsilon_1|\epsilon_1 \geq -C_1, \epsilon_2 \geq -C_2, Z) + k_2 E(\epsilon_2|\epsilon_1 \geq -C_1, \epsilon_2 \geq -C_2, Z) \quad (9)$$

Ainda com base na hipótese (4) de normalidade conjunta dos erros, Ceyhan, Tunali e Yavuzoglu (2008) derivam expressões para os momentos na equação (9), de forma que

$$E(\epsilon_1|\epsilon_1 \geq -C_1, \epsilon_2 \geq -C_2, Z) = \frac{\phi(C_1)\Phi(C_2^*) + \rho_{12}\phi(C_2)\Phi(C_1^*)}{F(C_1, C_2; \rho_{12})} \quad (10)$$

$$E(\epsilon_2|\epsilon_1 \geq -C_1, \epsilon_2 \geq -C_2, Z) = \frac{\phi(C_2)\Phi(C_1^*) + \rho_{12}\phi(C_1)\Phi(C_2^*)}{F(C_1, C_2; \rho_{12})} \quad (11)$$

tal que

$$C_1^* = \Pi_1 Z_1 - \rho_{12} \Pi_2 Z_2$$

$$C_2^* = \Pi_2 Z_2 - \rho_{12} \Pi_1 Z_1$$

em que $\Phi(\cdot)$ é a função de densidade da normal padrão, enquanto $\Phi(\cdot)$ e $F(\cdot; \rho_{12})$ já foram definidas.

Substituindo os resultados (10) e (11) na equação (9) e manipulando algebricamente a expressão resultante, segue que

$$E(\mu|M_1 = 1, M_2 = 1, Z) = \sigma_{1\mu}\lambda_1 + \sigma_{2\mu}\lambda_2 \quad (12)$$

em que as inversas de Mills λ_1 e λ_2 são dadas por

$$\lambda_1 = \frac{\phi(\Pi_1 Z_1) \Phi\left(\Pi_2 Z_2 - \frac{\rho_{12} \Pi_1 Z_1}{\sqrt{1 - \rho_{12}^2}}\right)}{F(\Pi_1 Z_1, \Pi_2 Z_2; \rho_{12})} \quad (13)$$

$$\lambda_2 = \frac{\phi(\Pi_2 Z_2) \Phi\left(\Pi_1 Z_1 - \frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-\rho_{12}^2}} \Pi_2 Z_2\right)}{F(\Pi_1 Z_1, \Pi_2 Z_2; \rho_{12})} \quad (14)$$

Finalmente, substituindo o resultado (12) na equação de regressão (6), segue que

$$\ln S | (M_1 = M_2 = 1, Z) = \beta X + \sigma_{1\mu} \lambda_1 + \sigma_{2\mu} \lambda_2 + \mu^* \quad (15)$$

em que $E(\mu^* | M_1 = M_2 = 1, Z) = 0$.

Os coeficientes dessa regressão podem ser estimados por dois estágios na mesma linha do procedimento Heckit: como λ_1 e λ_2 dependem dos parâmetros populacionais Π_1 , Π_2 e ρ_{12} e assim não são observados diretamente), estimativas desses regressores são obtidas por meio da substituição das estimativas consistentes daqueles parâmetros – obtidas pela maximização da função de log-verossimilhança em (5) – nas expressões (13) e (14). Os regressores λ_1 e λ_2 corrigem o potencial viés de seleção causado pela correlação do erro μ com os erros ϵ_1 e ϵ_2 (o equivalente nesse modelo à inversa da razão de Mills no modelo Heckit).

Teoricamente, a não linearidade de λ_1 e λ_2 nas expressões (13) e (14) implica que o modelo está plenamente identificado mesmo quando $Z_1 \cup Z_2 \subseteq X$. No entanto, quando a variabilidade de $\hat{\Pi}_1 Z_1$ e/ou $\hat{\Pi}_2 Z_2$ não é suficientemente grande, a colinearidade entre os regressores em X e as inversas de Mills λ_1 e λ_2 pode resultar em erros-padrões muito elevados das estimativas dos coeficientes. Esse problema é minorado quando a teoria econômica e/ou a evidência empírica fornecem argumentos suficientemente fortes para sustentar que Z_1 e Z_2 possuem uma variável explicativa não incluída em X . Com base nesse raciocínio, a equação regressão (15) é estimada sem a variável chefe sem cônjuge no vetor de regressores em X , sob a premissa de que a mesma influenciaria apenas as primeiras duas decisões das famílias. A princípio, é difícil justificar teoricamente porque a existência de um cônjuge impactaria o tamanho do gasto das famílias por educação, inclusive porque a equação regressão (15) já inclui diversas variáveis demográficas e socioeconômicas que, no conjunto, devem ser suficientes para explicar as preferências e a demanda das famílias por educação, tais como a renda disponível e o número de pessoas no domicílio. Além disso, essa variável revelou-se não significativa quando incluída na equação regressão (15).

A maximização da função de log-verossimilhança (5) fornece uma estimativa consistente da correlação ρ_{12} entre os erros ϵ_1 e ϵ_2 na distribuição (4), sendo então

TEXTO para DISCUSSÃO

possível inferir se esse parâmetro é significativamente diferente de zero. Se tal não ocorre, então os modelos probit nas equações (1) e (2) podem ser estimados separadamente. Da mesma forma, a regressão da equação (15) fornece estimativas consistentes das covariâncias $\sigma_{1\mu}$ e $\sigma_{2\mu}$ sendo então possível inferir se, na distribuição conjunta (4), o erro μ encontra-se correlacionado com os erros ϵ_1 e ϵ_2 respectivamente. Caso pelo menos uma daquelas covariâncias seja significativamente diferente de zero, então a regressão da equação (3) apenas com a amostra de famílias com $M_1 = M_2 = 1$ está sujeita a um viés de seleção amostral, o qual é corrigido por meio da introdução da(s) inversa(s) de Mills.

Uma questão controversa nessa discussão vem à tona caso não seja possível rejeitar a hipótese nula de $\sigma_{1\mu}$ e/ou $\sigma_{2\mu}$ igual a zero na estimação da equação de regressão (15). A princípio, a multicolinearidade que acompanha a inclusão das inversas de Mills nessas regressões – e o consequente aumento do erro padrão dos parâmetros estimados – motivaria a exclusão dessas variáveis do modelo. No entanto, o consequente eventual erro de especificação poderia gerar estimativas inconsistentes dos parâmetros, problema cuja correção é exatamente a própria função das inversas de Mills. Dessa forma, só compensaria excluir essas variáveis se o “ganho” obtido com a maior precisão – menor desvio-padrão – das estimativas dos parâmetros superasse a “perda” decorrente do viés introduzido nas mesmas, ou seja, se o erro quadrático médio (EQM) do estimador de mínimos quadrados (MQ) do modelo com a restrição de exclusão das inversas de Mills fosse menor que o estimador de MQ irrestrito, ou seja, sem essas restrições de exclusão. Greene (1993) apresenta um teste de hipótese que pode ser usado como critério para avaliar se a evidência empírica provida pelos dados assegura a satisfação dessa condição com razoável confiança, o qual é apresentado e discutido no apêndice A.

Os problemas de especificação levantados motivam uma estratégia empírica que busca corrigir o viés de seleção amostral apenas quando ele se mostra suficientemente significativo, evitando assim introduzir desnecessariamente no modelo o problema de multicolinearidade intrínseco a esse procedimento. Essa estratégia envolve os quatro passos adiante.

- 1) O modelo probit com seleção amostral nas equações (1) e (2) é estimado por máximo-verossimilhança, obtendo-se então o p -valor da estimativa da correlação ρ_{12} .

- 2) Se esse p -valor é inferior a 0,1 (10%), então as inversas de Mills nas equações (13) e (14) são calculadas com as estimativas dos parâmetros que foram obtidas no primeiro passo; caso contrário, fixa-se $\rho_{12} = 0$ e então os modelos probits nas equações (1) e (2) são estimados separadamente, após o que as estimativas das inversas de Mill são calculadas com os novos parâmetros obtidos.
- 3) A equação de regressão (15) é calculada com as estimativas das inversas de Mills obtidas no passo 2, obtendo-se então as estatísticas F usadas nos testes de hipóteses sugeridos por Greene (1993) para avaliar a exclusão ou não das inversas de Mills.
- 4) A equação de regressão (15) é novamente estimada apenas com as inversas de Mills não excluídas no passo anterior.³⁹

Conforme descrito no apêndice A, o passo 3 determina se uma inversa de Mills será ou não excluída da equação de regressão (15) com base na seguinte regra: se é rejeitada a hipótese nula de que o EQM do estimador irrestrito é igual ou menor que o EQM do estimador sujeito à restrição $\hat{\sigma}_{1\mu} = \hat{\sigma}_{2\mu} = 0$ (ou seja, a hipótese de que o estimador irrestrito é pelo menos tão eficiente quanto o restrito), então ambas as inversas de Mills são excluídas da regressão (6); caso contrário, a inversa de Mill λ_i ($i=1,2$) é individualmente excluída se é rejeitada a hipótese de que o EQM do estimador irrestrito é igual ou menor que o EQM do estimador sujeito à restrição $\hat{\sigma}_{i\mu} = 0$ ($i=1,2$). Cabe observar que esse procedimento é bastante conservador em relação à exclusão de uma inversa de Mills: não basta que a hipótese nula $\sigma_{1\mu}$ e/ou $\sigma_{2\mu} = 0$ não possa ser rejeitada, é preciso também que seja rejeitada a hipótese nula de que o estimador irrestrito é pelo menos tão eficiente – em termos de menor EQM – que o estimador restrito.

Por fim, uma vez estimados todos os parâmetros do modelo, conforme a metodologia descrita, as estimativas das probabilidades de frequência escolar ($M_1 = 1$) e de opção pela rede particular ($M_2 = 1$) são dadas, respectivamente, por

$$Pr(M_1 = 1|Z) = Pr(\epsilon_1 \geq -\Pi_1 Z_1|Z) = \Phi(\Pi_1 Z_1) \quad (16)$$

$$Pr(M_2 = 1|Z) = Pr(\epsilon_2 \geq -\Pi_2 Z_2|Z) = \Phi(\Pi_2 Z_2) \quad (17)$$

39. Obviamente que o passo 4 é desnecessário se nenhuma inversa de Mills foi excluída no passo 3.

enquanto a estimativa do gasto médio (em log) é dada por

$$E(\ln S|Z) = \beta X. \quad (18)$$

6 RESULTADOS DO MODELO ECONOMÉTRICO

Esta seção apresenta os resultados da estimação do modelo de viés de seleção duplo – descrito na seção anterior – com os dados da POF 2017-2018. O modelo é estimado separadamente para cada ciclo da educação básica (infantil, fundamental e médio) com a amostra de famílias com pelo menos um membro na idade escolar prevista para o ciclo. Além disso, são excluídas da amostra as famílias com idade média da unidade de renda inferior a 20 anos.

Como discutido anteriormente, a limitação informacional dos dados impede uma exata identificação das famílias que realizam gasto escolar positivo com seus próprios membros em idade escolar. Por isso, a título de avaliação da robustez dos resultados, o modelo é estimado para duas versões alternativas do vetor de variáveis dependentes (M_1, M_2, S). Em ambas as versões, $M_1 = 1$ quando a família apresenta frequência escolar. No entanto, as versões diferem em relação à variável M_2 na primeira versão, M_2 quando a família reporta gasto escolar positivo, enquanto, na segunda versão, $M_2 = 1$ quando a família reporta gasto escolar e, ao mesmo tempo, possui pelo menos um membro em idade escolar frequentando a rede particular. Logo, os resultados da estimação do modelo são iguais entre as duas versões com relação à equação (1) para a variável M_1 , mas diferem em relação à equação (2) para a variável M_2 .⁴⁰ Como a variável M_2 condiciona a observação do gasto S , os resultados da estimação do modelo também diferem entre as duas versões com relação à equação de regressão (15), na medida em que as amostras de estimação diferem entre as versões do modelo. Os resultados relativos à primeira versão são apresentados nas tabelas 5A, 5B e 5C para os ciclos infantil, fundamental e médio respectivamente, enquanto os resultados relativos à segunda versão são apresentados nas tabelas 6A, 6B e 6C. Os resultados revelaram-se razoavelmente robustos em relação às duas versões, no sentido de que as diferenças encontradas não alteram o quadro geral relativo às principais conclusões qualitativas.

40. Isso implica que a estimativa da probabilidade de frequência escolar na equação (16) é a mesma nas duas versões do modelo, enquanto as estimativas da probabilidade de opção pela rede particular – incondicional e condicional – nas equações (17) e (18) diferem entre aquelas versões.

Também a título de avaliação da robustez dos resultados, são apresentados nas tabelas C.1 e C.2 do apêndice C os resultados da estimação do modelo – relativos à primeira e à segunda versão do modelo, respectivamente – quando as variáveis gênero, cor, idade, educação e ocupação profissional referem-se à característica observada do chefe da família (ou melhor, sua pessoa de referência segundo a POF). Os resultados se revelam em geral bastante robustos em relação a essa mudança na definição das variáveis dependentes. De qualquer forma, ao longo da análise e da descrição dos resultados nas próximas subseções, serão ressaltados os casos de mudança nos resultados que de alguma forma alteram a conclusão acerca dos efeitos daquelas variáveis. Tais mudanças revelam não ser de todo irrelevante a preocupação com a forma como são definidas as variáveis explicativas diferentemente observadas entre os membros da família.

Em cada tabela desta seção, a primeira e a terceira colunas mostram os efeitos marginais estimados, em variação percentual, das variáveis explicativas sobre a probabilidade de $M_1 = 1$ (frequência escolar) e de $M_2 = 1$ (opção pela rede particular) respectivamente, dados pelas derivadas $\frac{\partial \ln Pr(M_1=1|Z)}{\partial Z_1}$ e $\frac{\partial \ln Pr(M_2=1|Z)}{\partial Z_2}$, em que as probabilidades $Pr(M_i = 1|Z)$ para $i = 1,2$ são dadas pelas equações (16) e (17). Como no modelo probit essas derivadas são não lineares em relação às variáveis explicativas, esse efeito marginal é avaliado na média amostral das variáveis explicativas entre todas as famílias com membro em idade escolar. A quinta coluna mostra o efeito marginal estimado (em variação percentual) das variáveis explicativas sobre tamanho do gasto escolar S , dado pela derivada $\frac{\partial E(\ln S|Z)}{\partial X} = \beta$ da equação (18). A segunda, a quarta e a sexta colunas mostram os respectivos erros padrões dos efeitos estimados.

6.1 Testes de especificação

Esta subseção discute os resultados dos testes de hipóteses incluídos no procedimento de especificação do modelo descrito na seção anterior, efetuados para os modelos das tabelas 5 e 6 e das tabelas C.1 e C.2 no apêndice C. Essas tabelas reportam as estimativas da correlação ρ_{12} entre os erros ϵ_1 e ϵ_2 na distribuição em (4), os quais incluem os fatores latentes que afetam M_1 e M_2 respectivamente. Entre os modelos das tabelas 5 e 6, esse parâmetro não é significativamente diferente de zero – ao nível de 10% – apenas no caso do ciclo infantil para ambas as versões do modelo, de forma que nesse caso um modelo probit é estimado separadamente para cada indicadora

M_1 e M_2 .⁴¹ Para os demais casos, essa correlação é sempre significativa, revelando a importância do viés de seleção amostral na estimação do modelo probit referente à variável M_2 na equação (2).

A tabela A.1 ao final do apêndice A apresenta os resultados do teste de hipótese sugerido por Greene (1993) no terceiro passo do procedimento de especificação do modelo descrito na seção anterior. Entre os modelos das tabelas 5 e 6, em nenhum caso esse teste leva à exclusão de pelo menos uma inversa de Mill na equação de regressão (15), de forma que os resultados reportados em todas aquelas tabelas incluem as estimativas $\sigma_{1\mu}$ e $\sigma_{2\mu}$ dos coeficientes de ambas as inversas de Mills na equação de regressão (15).⁴² Contudo, entre os modelos das tabelas C.1 e C.2 no apêndice C, o procedimento leva à exclusão da inversa de Mills λ_1 na primeira versão do modelo para o ciclo fundamental e na segunda versão para o ciclo médio. Isso porque nesses modelos é possível rejeitar a hipótese nula de que o estimador irrestrito é mais eficiente – em termos de menor EQM – que o estimador sujeito à restrição $\hat{\sigma}_{1\mu} = 0$. Nesses casos, a equação (15) é novamente estimada apenas com a inversa de Mills λ_2 , sendo os resultados dessa estimação aqueles reportados nas tabelas C.1B e C.2C. A conclusão geral é que a correção do viés de seleção amostral na estimação dos parâmetros do modelo por meio da inclusão das inversas de Mills se mostra bastante necessária, a despeito da menor eficiência (maior erro padrão) na estimação desses parâmetros, decorrente da colinearidade entre as inversas de Mills e os demais regressores.

6.2 Estimativas dos efeitos marginais das variáveis explicativas

Parte-se agora para a descrição e análise dos resultados mais importantes relativos à significância econômica e estatística das variáveis explicativas do modelo, os quais são apresentados nas tabelas 5 e 6. Quanto a sua construção, as variáveis explicativas podem ser contínuas ou categóricas. Cada variável categórica é composta por uma coleção de variáveis binárias (*dummies*) – cada qual indicando uma diferente categoria – e pode ser nominal ou ordinal. Nas categóricas nominais, o efeito marginal é estimado em relação à categoria de referência (base), a qual é excluída da estimação. Nas categóricas ordinais, existe uma ordem natural entre as diversas categorias, e por

41. Esse resultado se sustenta em relação ao ciclo infantil nos resultados das tabelas C.1A e C.2A no apêndice C. Fora isso, a correlação também não se revela significativa – ao nível de 10% – para o ciclo fundamental nos resultados da tabela C.1B também no apêndice C.

42. Apesar disso, em praticamente todos esses modelos há uma inversa de Mill cujo coeficiente não é significativamente diferente de zero, com exceção da segunda versão do modelo para o ciclo fundamental, quando então todos os coeficientes das duas inversas de Mills são significativos.

isso o efeito marginal é estimado em relação à categoria imediatamente anterior, de forma que a indicadora da primeira categoria é excluída da estimação. Neste trabalho, as variáveis gênero, cor, ocupação, região, extrato geográfico, cônjuge e qualidade da educação são categóricas nominais, enquanto as variáveis idade e educação são categóricas ordinais. Todas as outras variáveis são contínuas.

Apenas no ciclo infantil a predominância de homens na unidade de renda tem efeito fortemente significativo sobre a probabilidade de frequência escolar: uma redução aproximada de 12% frente à predominância de mulheres. Como se trata do ciclo infantil, esse resultado poderia ser explicado pela menor contrapartida dos homens no cuidado doméstico dos filhos nas famílias em que as mulheres predominam como responsáveis pela renda familiar, fazendo-se mais necessária para essas famílias a frequência escolar em creches e escolas infantis. Em geral, o gênero predominante não tem efeito significativo sobre o gasto escolar em qualquer dos três ciclos, seja por meio da probabilidade de opção pela rede particular, seja por meio do tamanho desse gasto. A conclusão é uma influência pouco significativa dessa variável demográfica sobre as decisões das famílias brasileiras quanto à educação básica de seus membros.

Em nenhum dos três ciclos a predominância de membros não brancos na unidade de renda tem efeito significativo sobre a probabilidade de frequência escolar. Por outro lado, o efeito dessa variável sobre a probabilidade de opção pela rede particular é significativamente negativo para os três ciclos, exceto pela não significância no ciclo médio para a segunda versão do modelo. Mais especificamente, famílias com predominância de não brancos são em torno de 16,5%, 22,9% e 24,9% menos prováveis de optar pela rede particular nos ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente, no caso da primeira versão do modelo, e também em torno de 18% e 41,8% menos prováveis de optar pela rede particular nos ciclos infantil e fundamental, respectivamente, no caso da segunda versão. Já o efeito sobre o tamanho do gasto varia entre os ciclos: não significativo para o ciclo infantil, mas significativamente negativo para o ciclo fundamental. Nesse último caso, o tamanho é em torno de 16,0% e 23,5% menor na primeira e segunda versão do modelo, respectivamente. O efeito sobre o tamanho do gasto no ciclo médio é um tanto inconclusivo: não significativo na segunda versão do modelo, mas significativamente positivo – em torno de 26,2% – na primeira versão do modelo. A conclusão é que a influência da cor predominante se manifesta principalmente sobre a probabilidade de opção pela rede particular. Nesse caso, as famílias não brancas são relativamente menos prováveis de optar pela rede particular nos três ciclos, embora a influência dessa característica sobre o tamanho do gasto escolar seja em geral menos significativa.

TEXTO para DISCUSSÃO

Existem quatro categorias para a idade média da unidade de renda da família: idade em anos > 30, > 40, > 50 e > 60. O efeito marginal de cada categoria se refere ao salto da idade em relação à categoria imediatamente inferior, sendo a categoria inicial a faixa <= 30 anos (categoria omitida). A probabilidade de frequência escolar aumenta nos saltos da idade até a faixa > 40 anos nos ciclos infantil e médio, não sendo os saltos posteriores significativos. Nos três ciclos, o efeito sobre a probabilidade de opção pela rede particular é em geral significativamente positivo nos saltos para as faixas iniciais (idade > 30 e/ou idade > 40). Por outro lado, esse efeito é negativo e expressivo no salto para a faixa > 60 anos nos ciclos infantil e fundamental para a primeira versão do modelo, e também no ciclo infantil para a segunda versão. O tamanho do gasto escolar também aumenta significativamente nos ciclos infantil e fundamental nos saltos até a faixa > 40 anos, embora diminua no salto para a faixa > 50 anos no ciclo infantil. Esse efeito não é significativo no ciclo médio em relação às duas versões do modelo. Os resultados relativos à variável idade são aqueles que se revelam menos robustos quando a característica observada é a do chefe da família, e não a média dos membros da unidade de renda: verifica-se um número razoável de mudanças na significância e magnitude dos saltos entre as faixas etárias, embora o sinal dos efeitos permaneça praticamente inalterado. Isso ilustra mais claramente que não é desprovida de importância a questão sobre a forma como são definidas as características diferentemente observadas entre os membros da família.

O nível de escolaridade predominante na unidade de renda é uma variável categórica ordinal, de forma que o efeito marginal de uma categoria se refere ao salto dessa variável em relação à categoria imediatamente inferior. Quanto à probabilidade de frequência escolar, o efeito é significativamente positivo no ciclo médio em todos os saltos até o nível médio, sendo mais expressivo no salto para o fundamental completo (em torno de 20%). No ciclo infantil, o efeito é significativamente positivo – apenas em nível de 10% – no salto para o nível fundamental completo, enquanto que no ciclo fundamental é sempre não significativo. Em relação à probabilidade de opção pela rede particular, o efeito é significativamente positivo nos saltos para os níveis médio e superior nos ciclos infantil e fundamental, e também no salto para o nível fundamental completo no ciclo fundamental.

No caso do ciclo médio, o efeito é significativamente positivo na segunda versão do modelo nos saltos para os níveis fundamental completo, médio e superior, mas apenas no salto para o nível superior na primeira versão. A magnitude desse efeito depende do salto, do ciclo de ensino e da versão do modelo, situando-se em geral entre 30% e 85%, de forma que supera a magnitude do efeito sobre a frequência escolar.

Em relação ao tamanho do gasto escolar, o efeito é significativamente positivo nos saltos para os níveis médio e superior no caso dos ciclos infantil e fundamental para ambas as versões do modelo, situando-se aproximadamente no intervalo entre 37,5% e 52% para o ciclo infantil e no intervalo entre 19% e 39,5% para o ciclo fundamental. Esse efeito é bem menos significativo no ciclo médio, sendo nesse caso significativamente positivo – em torno de 49% – apenas no salto para o nível fundamental completo na primeira versão do modelo.

Cabe destacar que os resultados descritos para o efeito do nível de escolaridade sobre o tamanho do gasto escolar provam-se bastante robustos quando a característica observada é a do chefe da família. Como conclusão geral, o nível de escolaridade predominante na família exerce um efeito positivo sobre sua disposição em alocar recursos na educação básica de seus membros em idade escolar, alinhando-se então com a evidência empírica internacional no que tange à existência de um efeito intergeracional na educação básica. No ciclo médio, esse efeito se manifesta principalmente por meio de um aumento da probabilidade de frequência escolar nos saltos para os níveis iniciais de escolaridade. Já nos ciclos infantil e fundamental, o efeito se manifesta basicamente por meio de um aumento da probabilidade de opção pela rede particular e do tamanho do gasto escolar, em especial nos saltos para os níveis médio e superior.

Os efeitos marginais das categorias de ocupação, predominante na unidade de renda, têm como referência a categoria empregado público (categoria omitida). A probabilidade de frequência escolar é significativamente menor para as categorias sem ocupação, empregado privado e conta própria nos ciclos infantil e médio, em torno do patamar de 10% no ciclo infantil e no intervalo entre 6% a 12% no ciclo médio. Já a probabilidade de opção pela rede particular é significativamente maior para a categoria empregador nos três ciclos de ensino, sendo a magnitude do efeito bastante expressiva, em especial no ciclo médio, quando então ultrapassa 100%. Esse efeito, contudo, não é significativo para as demais categorias.

Por outro lado, o efeito da ocupação sobre o tamanho do gasto escolar difere entre os ciclos, ao mesmo tempo em que se mostra menos robusto em relação às duas versões do modelo. No ciclo infantil, o efeito é significativo – com sinal negativo – apenas na segunda versão do modelo e no caso das categorias sem ocupação e empregado privado. No ciclo fundamental, o efeito é significativamente positivo para as categorias sem ocupação e empregador, embora apenas para a última na segunda versão do modelo. No ciclo médio, o efeito é significativo – e negativo nesse caso – apenas para a categoria sem ocupação para a primeira versão do modelo. Em relação ao tamanho

do gasto, algumas mudanças são verificadas quando a ocupação atribuída à família é a do chefe: na primeira versão do modelo, o efeito torna-se significativamente positivo – pelo menos em nível de 10% – no ciclo infantil para as categorias empregador e não remunerado, enquanto, na segunda versão do modelo, isso ocorre no ciclo fundamental para as categorias sem ocupação e conta própria e no ciclo médio para as categorias sem ocupação e empregado privado.

Como conclusão, pode-se dizer que a demanda por educação básica é relativamente maior nas famílias com predominância de empregados públicos, exceto em comparação com a categoria empregador, sendo que a diferença se manifesta principalmente por meio de uma maior probabilidade de frequência escolar. Como observado na subseção 4.2, esse resultado poderia ser explicado pela maior estabilidade financeira dos empregados públicos, reduzindo o custo de oportunidade do trabalho infantil, ou pela maior valorização subjetiva da educação por parte desses profissionais.

Como explicado na subseção 4.2, a POF reporta como a família avalia a qualidade dos serviços de educação na sua área de residência, de forma que são introduzidas no modelo duas indicadores de qualidade. Os efeitos marginais dessas variáveis referem-se a uma piora na avaliação da qualidade da educação de boa (categoria omitida) para satisfatória ou ruim. Nos ciclos infantil e médio, quanto pior a qualidade da educação menor a probabilidade de frequência escolar, sendo o efeito não significativo no ciclo fundamental. Mais especificamente, uma avaliação ruim (satisfatória) leva a uma queda de 22,5% (5,8%) e 21% (6,8%) nessa probabilidade nos ciclos infantil e médio, respectivamente. Nessa mesma direção, quanto pior a qualidade da educação, menor a probabilidade de opção pela rede particular, cuja queda supera em geral 30%. A única exceção nesse caso é o efeito não significativo da avaliação satisfatório no ciclo infantil. Um efeito com significância estatística menos abrangente, mas na mesma direção, é observado sobre o tamanho do gasto. Como esperado, a conclusão é que uma educação de melhor qualidade tende a influenciar positivamente a disposição das famílias de investir na educação básica de seus membros em idade escolar, o que resulta em maior frequência e gasto escolares.

Os efeitos marginais das indicadores de extrato geográfico referem-se ao distanciamento geográfico entre a área de residência da família e a capital de sua UF (categoria omitida). No ciclo infantil, a frequência escolar é 15,3% significativamente menos provável na área rural, embora 8% mais provável na área urbana fora da RM. No ciclo fundamental, a frequência escolar é menos provável na RM fora da capital, embora o efeito seja fraco em significância e magnitude. De resto, o efeito do extrato geográfico

não é significativo sobre a frequência escolar, principalmente no que tange ao ciclo médio. Nos três ciclos escolares, famílias residentes na área rural e na área urbana fora da RM são menos prováveis de optar pela rede particular em relação às famílias da capital, sendo a magnitude do efeito maior no caso da área rural, quando então chega a superar 100% nos ciclos infantil e fundamental para as duas versões do modelo. Em relação ao tamanho do gasto, famílias residentes na área rural e na RM fora da capital gastam relativamente menos no ciclo infantil, sendo a magnitude do efeito novamente maior no caso da área rural, quando então gira em torno do patamar de 85% nas duas versões do modelo. Já no ciclo fundamental, quanto mais distante da capital menor o tamanho do gasto, variando o efeito (em termos absolutos) entre 25,7% e 57,6% na primeira versão do modelo e entre 33,8% e 62,7% na segunda versão. O efeito dessa variável não é, em geral, significativo no ciclo médio, salvo o menor gasto – em torno de 24,3% – no caso da área urbana fora da RM na segunda versão do modelo. A conclusão é que o extrato geográfico influencia principalmente a probabilidade de opção pela rede particular e o tamanho do gasto escolar, os quais em geral tendem a diminuir à medida que a residência da família se afasta da capital, especialmente no caso dos ciclos infantil e fundamental.

O efeito da região de residência da família – em relação à região Sudeste (categoria omitida) – sobre a probabilidade de frequência escolar é em geral significativamente negativo para os três ciclos, com exceção da região Nordeste no ciclo infantil, da região Sul no ciclo fundamental e da região Centro-Oeste no ciclo médio, quando então é não significativo. A magnitude desse efeito é pequena no ciclo fundamental (em torno de 1% apenas), mas expressiva nos demais ciclos, chegando, no ciclo infantil, a superar 30% e 20% nas regiões Norte e Centro-Oeste, respectivamente. O efeito sobre a probabilidade de opção pela rede particular é significativamente positivo – e bastante expressivo – para a região Nordeste nos três ciclos escolares, variando de 75% a 140% aproximadamente entre os ciclos e as versões do modelo. Para as demais regiões, o efeito é significativamente negativo – e também expressivo – no ciclo fundamental, ocorrendo o mesmo para as regiões Norte e Sul no ciclo médio em relação à segunda versão do modelo. O efeito sobre o tamanho do gasto é significativamente negativo, na primeira versão do modelo, para todas as regiões nos ciclos fundamental e médio, e também para as regiões Norte e Sul no ciclo infantil. Na segunda versão do modelo, apenas no ciclo fundamental este resultado é observado para todas as regiões, enquanto nos ciclos infantil e médio apenas para as regiões Norte e Nordeste respectivamente.

Como explicado na subseção 4.2, a variável proporção de homens entre os membros em idade escolar (nas tabelas desta seção, % homens na idade escolar) é incluída no modelo para avaliar se e como o gênero dos membros em idade escolar influencia a alocação de recursos da família na sua educação básica, o que – em caso afirmativo – é conhecido na literatura como “viés de gênero”. O efeito marginal dessa variável contínua é igual à variação proporcional (%) da variável dependente causada por seu aumento em um p.p.⁴³ Em relação à probabilidade de frequência escolar, o viés de gênero se manifesta significativamente – ao nível de 1% – apenas no ciclo médio, sendo então desfavorável ao gênero masculino: aquela probabilidade é relativamente menor entre as famílias com maior proporção de homens entre os membros na idade escolar desse ciclo, sofrendo mais precisamente uma queda de 15% quando a proporção de homens salta de 0% para 100%. Em relação à probabilidade de opção pela rede particular, o viés de gênero encontra-se presente – novamente desfavorável ao gênero masculino – somente na segunda versão do modelo para os ciclos fundamental e médio.⁴⁴ Nesses casos, aquela probabilidade sofre uma queda de 15% e 36%, respectivamente, quando a proporção de homens salta de 0% para 100%.

Em relação ao tamanho do gasto, o viés de gênero se manifesta apenas na primeira versão do modelo e, no caso, para os ciclos infantil e médio, embora com efeito diferenciado entre os ciclos: o salto de 0% para 100% na proporção de homens entre os membros em idade escolar aumenta o tamanho do gasto em 14% no ciclo infantil e diminui em 36% no ciclo médio. O que se pode concluir de forma geral é a existência de um viés de gênero desfavorável ao masculino no ciclo médio, tanto em frequência como em gasto escolar. Os resultados, contudo, são bem menos significativos para os demais ciclos. Essa conclusão se alinha com a evidência empírica extraída dos microdados de doze países da América Latina por Acerenza e Gandelman (2017), que aponta que as famílias gastam relativamente mais com suas filhas nos ciclos secundário e terciário. Na mesma direção, Kumar e Naincy (2020) extraem de censos indianos recentes que o viés de gênero desfavorável ao feminino em níveis elementares de ensino – encontrado em muitos estudos anteriores – não se sustenta em níveis mais avançados. Esse padrão de resultados, porém, não é consenso. Boa parte da literatura conclui por um viés favorável ao masculino em todos os ciclos de ensino, até mesmo

43. Logo, um efeito marginal estimado igual a α significa que a variável dependente aumenta de $100 \times \alpha$ % quando a proporção de homens entre os membros em idade escolar aumenta de 100 p.p., ou seja, quando esta proporção salta de 0% para 100%.

44. Esse efeito não é, contudo, significativo ao nível de 1% em ambos os ciclos, e apenas ao nível de 10% no ciclo médio.

maior nos ciclos mais avançados, como em Kingdom (2005) para a Índia e Aslam e Kingdon (2008) para o Paquistão.

Especial atenção precisa ser dada ao efeito da renda *per capita* familiar sobre as decisões das famílias brasileiras quanto à educação básica de seus membros. Sendo uma variável contínua medida em *log*, o efeito marginal que aparece nas tabelas desta seção é a variação percentual das variáveis dependentes causada por um aumento de 1% na renda *per capita*. No caso específico do tamanho do gasto escolar – igualmente medido em *log* – esse efeito marginal é a elasticidade-renda do gasto escolar. Um termo quadrático é introduzido na especificação do modelo para permitir que essa elasticidade varie com a própria renda, de forma que seja dada pela expressão $\beta_1 + \beta_2 \ln S$, em que β_1 e β_2 são, respectivamente, os coeficientes estimados do *log* da renda *per capita* e do quadrado dessa variável na equação de regressão (15), enquanto $\ln S$ é o *log* da renda *per capita*. As estimativas dos efeitos marginais foram calculadas para os valores médios de $\ln S$ na amostra completa e nas quatro subamostras de igual tamanho que correspondem aos quatro quartis da renda *per capita*. Cabe observar que as elasticidades estimadas do gasto escolar seriam iguais entre aquelas subamostras se o termo quadrático não fosse introduzido.

Em relação à probabilidade de frequência escolar, o efeito marginal é significativamente positivo nos ciclos infantil e médio, crescendo com a renda *per capita* no ciclo infantil e decrescendo no ciclo médio. Esse efeito não é significativo no ciclo fundamental. Na média, uma renda *per capita* 10% maior eleva em 0,8% a probabilidade de frequência escolar nos ciclos infantil e médio.

Quanto à probabilidade de opção pela rede particular, o efeito marginal é significativamente positivo e decrescente com a renda *per capita* nos três ciclos escolares. Além disso, a magnitude do efeito é bem maior do que aquela observada sobre a probabilidade de frequência escolar. Na média, uma renda *per capita* 10% maior eleva a probabilidade de opção pela rede particular, na primeira (segunda) versão do modelo, em 7,6% (9,3%) no ciclo infantil, 9,6% (15,7%) no ciclo fundamental e 13,4% (25,3%) no ciclo médio. Cabe observar que o efeito positivo de um aumento na renda *per capita* sobre a probabilidade de opção pela rede particular pode ser interpretado como evidência de que a maior participação do setor privado na educação básica consiste, em certa extensão, do deslocamento para a rede particular de famílias mais ricas em fuga da qualidade sofrível da educação pública. Esse movimento acirra a já existente desigualdade na oferta de qualidade entre as redes particular e pública, uma vez que

retira da rede pública segmentos da classe média com maior capacidade de pressionar a opinião pública e o Estado por uma escola pública de melhor qualidade.

Em relação ao efeito da renda *per capita* sobre o tamanho do gasto escolar, a elasticidade-renda é significativamente positiva nos ciclos infantil e fundamental. No ciclo infantil, a elasticidade é crescente com a renda na primeira (segunda) versão do modelo, saltando de 0,58 (0,57) para 1,00 (0,89) entre o primeiro e o último quartis. No ciclo fundamental, as elasticidades para os quartis permanecem praticamente no mesmo patamar de 0,70. Nesses casos, cabe observar que a elasticidade-renda permanece praticamente abaixo de um em todos os quartis, de forma que se pode concluir, na perspectiva da curva de Engels, que a educação básica no Brasil é um “bem necessário” e não um “bem de luxo”: um aumento na renda *per capita* exerce um efeito positivo – embora proporcionalmente menor – sobre o gasto escolar, ou seja, uma redução da participação do gasto escolar no orçamento familiar.

O tamanho (número de membros) da família é introduzido no modelo em *log*, de forma que o efeito marginal dessa variável é a elasticidade da variável dependente em relação a ela. O efeito do tamanho da família sobre a probabilidade de frequência escolar é significativamente positivo nos três ciclos de ensino: quando o tamanho da família dobra (aumento de 100%), essa probabilidade aumenta 51%, 9% e 24% nos ciclos infantil, fundamental e médio, respectivamente. Já o efeito sobre a probabilidade de opção pela rede particular é significativamente positivo – e robusto em relação às duas versões do modelo – apenas no ciclo médio: quando o tamanho da família dobra (aumento de 100%), essa probabilidade aumenta 83% e 125% na primeira e na segunda versão do modelo, respectivamente. Em relação ao efeito sobre o gasto escolar, uma vez que ele se encontra controlado pela renda *per capita* e pela composição etária da família (dada por um conjunto de variáveis definidas a seguir), trata-se então de um efeito *ceteris paribus* que deve refletir, em razoável extensão, a recomposição do orçamento familiar decorrente de ganhos de escala não observados na mesma proporção entre as diferentes rubricas de despesas da família.⁴⁵ Mais especificamente, se o ganho de escala em relação ao gasto escolar é maior (menor) que aquele observado em outras rubricas do

45. Um ganho de escala em relação ao gasto escolar poderia ser causado pela existência de custos fixos na educação básica, invariantes em relação ao número de membros da família frequentando escola.

orçamento familiar, espera-se que um aumento do tamanho da família acarrete uma redução (um aumento) do gasto escolar como proporção da renda total familiar.⁴⁶

Como observou-se, uma vez que o gasto escolar entra no modelo em *log*, seu efeito marginal é a elasticidade do tamanho do gasto escolar em relação ao tamanho da família, de forma que uma elasticidade maior (menor) que um implica que a participação do gasto escolar na renda total da família aumenta (diminui) com seu tamanho.

Primeiramente, os resultados mostram que essa elasticidade é positiva e significativamente diferente de zero nos três ciclos, de forma que o gasto escolar aumenta (em tamanho) com o tamanho da família. Mais relevante, porém, é a evidência robusta de uma elasticidade significativa e sensivelmente maior que um no ciclo infantil, implicando que a participação do gasto escolar na renda total da família também aumenta com seu tamanho.⁴⁷ Contudo, o efeito do tamanho da família sobre o tamanho do gasto escolar não é assim tão robusto e conclusivo em relação aos demais ciclos, para os quais aquela elasticidade situa-se mais próxima de um, além de variar mais amplamente entre as duas versões do modelo: nos ciclos fundamental e médio, a elasticidade é maior que um apenas em uma das versões, ficando abaixo de um na outra versão. Em suma, pode-se concluir pela existência de alguma evidência para a existência de ganhos de escala em relação ao tamanho do gasto escolar, embora não suficientemente robusta para todos os ciclos.⁴⁸

46. Devido à restrição orçamentária familiar, um aumento (uma redução) da proporção do gasto escolar na renda total da família precisa ser acompanhado por uma redução (um aumento) equivalente das outras rubricas do orçamento familiar. Dessa forma, se por um lado um ganho de escala em relação ao gasto escolar contribui para reduzir a proporção do gasto escolar na renda total da família, por outro lado, um ganho de escala em relação a outras rubricas, tais como despesas com bens de consumo duráveis e serviços de utilidade pública, poderia liberar espaço no orçamento para um aumento mais que proporcional do gasto escolar em relação à renda total da família.

47. Esse resultado poderia ser explicado em parte pela maior dificuldade de os pais se responsabilizarem direta e pessoalmente pelos cuidados e pela educação de um número maior de crianças na faixa de idade do ciclo infantil. Nesse caso, o que se verificaria então seria uma perda de escala em relação ao gasto escolar – ao invés de um ganho de escala – causada pelo aumento do tamanho da família.

48. O que poderia ajudar a explicar essa falta de robustez é o fato de o gasto escolar, neste trabalho, consistir basicamente de mensalidades em instituições de ensino, em relação às quais o ganho de escala, se existente, assume praticamente a forma de descontos obtidos por uma família com um número maior de matrículas em uma mesma instituição. É provável, no entanto, que parte considerável dos ganhos de escola na educação resultem principalmente da economia de recursos em relação ao material didático e outros instrumentos de aprendizagem que possam ser compartilhados por mais de um estudante na família.

TEXTO para DISCUSSÃO

Um conjunto de variáveis é introduzido no modelo para avaliar o efeito sobre as variáveis dependentes de uma mudança na composição etária das famílias entre as idades escolares previstas para os três ciclos de ensino e entre elas e a idade não escolar (acima de 17 anos). Denotando por $\#ciclo(i)$ o número de membros da família na idade escolar do ciclo i , em que $i =$ infantil, fundamental ou médio, pode-se definir, para cada ciclo escolar i , as razões $\#ciclo(i)/\#ciclo(j)$, $\#ciclo(i)/\#ciclo(k)$ e $\#ciclo(i)/\#não_id_esc$, em que $i \neq j \neq k$ e $\#não_id_esc =$ número total de membros $- \#ciclo(i) - \#ciclo(j) - \#ciclo(k)$. O efeito marginal da variável $\#ciclo(i)/\#ciclo(j)$ resulta de um maior número de membros na idade escolar do ciclo i em detrimento unicamente do número de membros na idade escolar do ciclo j , ou seja, mantendo-se constante as razões $\#ciclo(i)/\#ciclo(k)$ e $\#ciclo(i)/\#não_id_esc$.⁴⁹

A mesma interpretação vale para o efeito marginal da variável $\#ciclo(i)/\#não_id_esc$, mantendo-se constante as razões $\#ciclo(i)/\#ciclo(j)$ e $\#ciclo(i)/\#ciclo(k)$. Para cada ciclo de ensino, o aumento da participação relativa dos membros da família na sua respectiva idade escolar, em detrimento do número de membros em qualquer outra faixa etária, exerce em geral um efeito significativamente positivo sobre a probabilidade de frequência escolar e o tamanho do gasto escolar. Nos ciclos infantil e fundamental, o aumento daquela participação exerce um efeito positivo sobre a probabilidade de opção pela rede particular apenas quando ocorre em detrimento dos membros das duas outras idades escolares, e não em detrimento dos membros na idade não escolar. Já no caso do ciclo médio, o efeito sobre essa probabilidade não é significativo. Ainda em relação à composição da família, naquelas cujo chefe (pessoa de referência da família) não possui cônjuge, a frequência escolar é cerca de 10% menos provável no ciclo médio, enquanto que a opção pela rede particular é cerca de 22% (22%) e 27% (48%) menos provável nos ciclos infantil e fundamental respectivamente em relação à primeira (segunda) versão do modelo.⁵⁰ De resto, a existência de um cônjuge não é significativa.

49. Mais especificamente, esse efeito marginal é igual à variação proporcional da variável dependente causada pelo aumento *ceteris paribus* de um ponto percentual na razão $\#ciclo(i)/\#ciclo(j)$.

50. O efeito sobre a probabilidade de opção pela rede particular não é, contudo, significativo no ciclo infantil em relação à segunda versão do modelo.

TABELA 5**Estimação do modelo de viés de seleção duplo (primeira versão)**

5A – Ciclo infantil

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.084				Número de observações: 2.405	
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-12,02***	(0,023)	-2,11	(0,081)	-16,00	(0,171)
Cor: não branca	0,70	(0,023)	-16,48**	(0,077)	-10,39	(0,074)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	12,97***	(0,026)	27,59***	(0,095)	43,61**	(0,179)
> 40	10,93***	(0,027)	12,04	(0,090)	41,92**	(0,167)
> 50	-3,05	(0,046)	5,64	(0,155)	-26,75*	(0,158)
> 60	6,07	(0,072)	-101,75**	(0,452)	-42,71	(0,680)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	6,00	(0,057)	63,99*	(0,351)	22,78	(0,262)
Fundamental completo	5,20*	(0,031)	16,78	(0,131)	6,66	(0,145)
Médio	3,18	(0,029)	37,25***	(0,110)	49,00***	(0,133)
Superior	1,25	(0,037)	31,57***	(0,089)	51,88***	(0,111)
Ocupação						
Sem Ocupação	-13,45***	(0,052)	6,41	(0,189)	-40,11	(0,252)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-10,76***	(0,035)	3,41	(0,116)	-25,37	(0,171)
Empregador	-8,62	(0,068)	61,74***	(0,167)	22,89	(0,223)
Conta própria	-10,43***	(0,038)	10,23	(0,127)	-25,77	(0,175)
Não remunerado	-6,49	(0,099)	46,38	(0,369)	19,95	(0,326)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-5,81**	(0,023)	-8,49	(0,083)	-14,50	(0,103)
Ruim	-22,49***	(0,039)	-30,50**	(0,151)	-60,79*	(0,320)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.084					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-0,15	(0,036)	1,92	(0,091)	-22,96***	(0,077)
Área urbana exceto RM	7,99***	(0,028)	-60,30***	(0,082)	-28,86	(0,204)
Área rural	-15,33***	(0,035)	-138,87***	(0,162)	-86,89**	(0,382)
Região						
Norte	-30,64***	(0,036)	-11,72	(0,164)	-109,77***	(0,408)
Nordeste	-3,42	(0,026)	111,26***	(0,100)	-27,31	(0,274)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-8,07**	(0,035)	18,68	(0,136)	-32,87**	(0,162)
Centro-Oeste	-21,96***	(0,038)	22,70	(0,139)	-40,94	(0,315)
Chefe sem cônjuge	-1,30	(0,030)	-22,25**	(0,109)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,51***	(0,046)	0,03	(0,153)	1,41**	(0,620)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>fdm</i>) ¹	0,12***	(0,016)	0,21***	(0,066)	0,39**	(0,160)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>med</i>)	0,18***	(0,029)	0,30**	(0,126)	0,56**	(0,253)
#ciclo(<i>inf</i>)/#não_id_esc ²	0,21***	(0,012)	0,02	(0,042)	0,55**	(0,264)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,021)	0,10	(0,074)	0,14**	(0,063)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,08***	(0,014)	0,76***	(0,060)	0,84***	(0,188)
1º quartil	0,05***	(0,020)	1,05***	(0,167)	0,58***	(0,222)
2º quartil	0,08***	(0,014)	0,77***	(0,061)	0,72***	(0,199)
3º quartil	0,09***	(0,017)	0,60***	(0,045)	0,83***	(0,188)
4º quartil	0,10***	(0,022)	0,39***	(0,047)	1,00***	(0,190)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	3,20*	(1,859)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,71	(0,512)
$\rho_{1,2}$	-0,20	(0,241)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

5B – Ciclo fundamental

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.036					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-0,01	(0,003)	6,62	(0,059)	4,65	(0,040)
Cor: não branca	-0,37	(0,003)	-22,86***	(0,054)	-15,99***	(0,044)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	2,17***	(0,005)	19,00**	(0,089)	23,14**	(0,103)
> 40	0,23	(0,003)	17,30***	(0,059)	8,05*	(0,046)
> 50	-1,17**	(0,005)	-1,11	(0,090)	7,23	(0,073)
> 60	1,77***	(0,007)	-39,14**	(0,160)	-4,47	(0,128)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	-0,09	(0,006)	-16,80	(0,147)	3,43	(0,142)
Fundamental completo	0,16	(0,004)	19,68**	(0,088)	7,32	(0,073)
Médio	-0,19	(0,004)	44,35***	(0,079)	19,20**	(0,075)
Superior	0,10	(0,005)	47,60***	(0,064)	35,05***	(0,071)
Ocupação						
Sem ocupação	-0,03	(0,007)	12,06	(0,118)	22,46***	(0,077)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	0,14	(0,005)	-10,35	(0,082)	1,97	(0,050)
Empregador	-1,63	(0,011)	38,30***	(0,125)	23,11***	(0,088)
Conta própria	-0,09	(0,005)	0,15	(0,087)	8,23	(0,054)
Não remunerado	0,66	(0,011)	-5,48	(0,264)	-45,12	(0,319)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-0,16	(0,003)	-32,40***	(0,060)	-15,97***	(0,057)
Ruim	-0,27	(0,005)	-38,11***	(0,102)	-12,17	(0,081)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-0,94*	(0,005)	-9,23	(0,073)	-25,68***	(0,055)
Área urbana exceto RM	0,30	(0,004)	-50,60***	(0,059)	-41,98***	(0,066)
Área rural	0,41	(0,004)	-108,21***	(0,095)	-57,62***	(0,144)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.036					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-1,10**	(0,005)	-19,85*	(0,103)	-57,14***	(0,087)
Nordeste	-0,77**	(0,004)	95,60***	(0,067)	-21,10*	(0,121)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	0,00	(0,004)	-50,10***	(0,109)	-31,98***	(0,088)
Centro-Oeste	-1,05**	(0,005)	-28,24***	(0,104)	-27,07***	(0,078)
Chefe sem cônjuge	-0,19	(0,004)	-27,37***	(0,077)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,09***	(0,007)	0,06	(0,107)	0,97***	(0,250)
#ciclo(fdm)/#ciclo(inf) ¹	0,02***	(0,003)	-0,08	(0,056)	0,14**	(0,068)
#ciclo(fdm)/#ciclo(med)	0,02***	(0,003)	0,25***	(0,076)	0,26***	(0,071)
#ciclo(fdm)/#não_id_esc ²	0,03***	(0,002)	0,01	(0,029)	0,24***	(0,073)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,003)	-0,06	(0,054)	-0,05	(0,035)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,00	(0,002)	0,96***	(0,046)	0,73***	(0,120)
1º quartil	0,00	(0,002)	1,05***	(0,113)	0,70***	(0,170)
2º quartil	0,00	(0,002)	0,97***	(0,046)	0,71***	(0,141)
3º quartil	0,00	(0,003)	0,86***	(0,035)	0,72***	(0,123)
4º quartil	0,00	(0,004)	0,61***	(0,032)	0,74***	(0,107)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	1,12	(1,123)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,56*	(0,290)
$\rho_{1,2}$	-0,19*	(0,097)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

5C – Ciclo médio

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.916					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>In</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-0,26	(0,021)	7,19	(0,154)	1,63	(0,115)
Cor: não branca	0,75	(0,021)	-24,92*	(0,145)	26,18**	(0,122)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	6,71**	(0,030)	11,06	(0,261)	28,78	(0,192)
> 40	5,81***	(0,022)	36,17**	(0,159)	-4,74	(0,133)
> 50	-0,50	(0,031)	29,89	(0,192)	-21,22	(0,162)
> 60	0,29	(0,045)	-46,72	(0,360)	22,54	(0,257)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	9,44**	(0,046)	-10,90	(0,397)	22,33	(0,247)
Fundamental completo	19,47***	(0,027)	36,07	(0,232)	48,89*	(0,264)
Médio	4,77*	(0,026)	23,54	(0,210)	-2,31	(0,229)
Superior	2,90	(0,032)	70,57***	(0,171)	-0,46	(0,260)
Ocupação						
Sem ocupação	-9,49**	(0,042)	18,64	(0,306)	-50,25**	(0,249)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-11,39***	(0,032)	-4,23	(0,209)	-22,98	(0,157)
Empregador	1,74	(0,063)	105,50***	(0,289)	-48,78	(0,371)
Conta própria	-6,55*	(0,034)	-5,36	(0,225)	-14,77	(0,129)
Não remunerado	0,03	(0,061)	10,71	(0,604)	-37,66	(0,530)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-6,76***	(0,021)	-26,55*	(0,158)	-17,36	(0,138)
Ruim	-21,05***	(0,035)	-58,58*	(0,308)	-66,38**	(0,317)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-4,66	(0,034)	-22,98	(0,211)	-15,41	(0,140)
Área urbana exceto RM	2,65	(0,025)	-37,52**	(0,164)	-7,67	(0,150)
Área rural	-1,94	(0,029)	-72,36***	(0,240)	-17,99	(0,282)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.916					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-14,13***	(0,030)	-45,69	(0,292)	-42,81*	(0,240)
Nordeste	-12,42***	(0,024)	77,70***	(0,179)	-126,64***	(0,342)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-11,93***	(0,033)	-9,91	(0,246)	-67,36***	(0,224)
Centro-Oeste	-1,57	(0,030)	16,46	(0,224)	-65,82***	(0,154)
Chefe sem cônjuge	-9,74***	(0,026)	-29,16	(0,210)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,24***	(0,047)	0,83**	(0,393)	1,11***	(0,335)
#ciclo(med)/#ciclo(inf) ¹	0,19***	(0,020)	0,21	(0,185)	0,66***	(0,217)
#ciclo(med)/#ciclo(fdm)	0,07***	(0,014)	0,05	(0,131)	0,42***	(0,096)
#ciclo(med)/#não_id_esc ²	0,08***	(0,011)	-0,03	(0,096)	0,40***	(0,086)
Homens em idade escolar (%)	-0,15***	(0,019)	-0,08	(0,136)	-0,36**	(0,165)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,08***	(0,012)	1,34***	(0,162)	0,25	(0,416)
1º quartil	0,13***	(0,022)	1,61***	(0,393)	0,37	(0,500)
2º quartil	0,08***	(0,013)	1,35***	(0,156)	0,31	(0,454)
3º quartil	0,06***	(0,014)	1,16***	(0,088)	0,27	(0,429)
4º quartil	0,03**	(0,016)	0,84***	(0,091)	0,20	(0,400)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	5,91***	(1,814)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	-1,30	(0,908)
$\rho_{1,2}$	0,36***	(0,096)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).

² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

TABELA 6**Estimação do modelo de viés de seleção duplo (segunda versão)**

6A – Ciclo infantil

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.084					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-12,02***	(0,023)	13,16	(0,100)	-20,31	(0,167)
Cor: não branca	0,70	(0,023)	-17,96*	(0,093)	-6,62	(0,071)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	12,97***	(0,026)	39,74***	(0,117)	42,49**	(0,181)
> 40	10,93***	(0,027)	20,60*	(0,107)	46,72***	(0,157)
> 50	-3,05	(0,046)	0,62	(0,184)	-37,83**	(0,163)
> 60	6,07	(0,072)	-	(0,578)	-50,01	(0,777)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	6,00	(0,057)	59,96	(0,418)	2,80	(0,261)
Fundamental completo	5,20*	(0,031)	14,93	(0,167)	11,05	(0,137)
Médio	3,18	(0,029)	55,49***	(0,141)	37,51**	(0,148)
Superior	1,25	(0,037)	43,79***	(0,102)	46,75***	(0,114)
Ocupação						
Sem ocupação	-13,45***	(0,052)	-9,10	(0,233)	-52,19**	(0,240)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-10,76***	(0,035)	1,21	(0,137)	-27,10*	(0,156)
Empregador	-8,62	(0,068)	67,71***	(0,193)	5,76	(0,195)
Conta própria	-10,43***	(0,038)	3,25	(0,152)	-24,76	(0,158)
Não remunerado	-6,49	(0,099)	40,90	(0,450)	24,61	(0,347)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-5,81**	(0,023)	-9,18	(0,099)	-12,82	(0,099)
Ruim	-22,49***	(0,039)	-53,93***	(0,195)	-69,51**	(0,318)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.084					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-0,15	(0,036)	8,13	(0,106)	-24,10***	(0,081)
Área urbana exceto RM	7,99***	(0,028)	-71,68***	(0,097)	-14,21	(0,189)
Área rural	-15,33***	(0,035)	-174,24***	(0,213)	-83,50**	(0,397)
Região						
Norte	-30,64***	(0,036)	-30,40	(0,209)	-116,09***	(0,390)
Nordeste	-3,42	(0,026)	137,48***	(0,118)	-41,21	(0,260)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sudeste	-8,07**	(0,035)	-9,64	(0,172)	-17,63	(0,138)
Centro-Oeste	-21,96***	(0,038)	31,83**	(0,162)	-45,64	(0,296)
Chefe sem cônjuge	-1,30	(0,030)	-22,18*	(0,133)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,51***	(0,046)	-0,13	(0,186)	1,51***	(0,576)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>fdm</i>) ¹	0,12***	(0,016)	0,31***	(0,080)	0,42***	(0,156)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>med</i>)	0,18***	(0,029)	0,35**	(0,163)	0,50**	(0,239)
#ciclo(<i>inf</i>)/#não_id_esc ²	0,21***	(0,012)	0,00	(0,051)	0,58**	(0,244)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,021)	0,04	(0,089)	0,09	(0,060)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,08***	(0,014)	0,93***	(0,082)	0,78***	(0,181)
1º quartil	0,05***	(0,020)	1,37***	(0,243)	0,57**	(0,222)
2º quartil	0,08***	(0,014)	0,94***	(0,084)	0,67***	(0,195)
3º quartil	0,09***	(0,017)	0,71***	(0,052)	0,76***	(0,182)
4º quartil	0,10***	(0,022)	0,43***	(0,054)	0,89***	(0,183)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	3,34*	(1,748)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,34	(0,436)
$\rho_{1,2}$	0,00	(0,782)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

6B – Ciclo fundamental

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.036					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-0,01	(0,003)	3,61	(0,082)	6,62*	(0,036)
Cor: não branca	-0,37	(0,003)	-41,76***	(0,078)	-23,53***	(0,041)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	2,16***	(0,005)	52,39***	(0,138)	51,03***	(0,110)
> 40	0,23	(0,003)	30,01***	(0,083)	16,06***	(0,042)
> 50	-1,17**	(0,005)	-9,52	(0,130)	1,77	(0,063)
> 60	1,77***	(0,007)	-	(0,228)	-1,12	(0,116)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	-0,09	(0,006)	17,25	(0,282)	10,34	(0,106)
Fundamental completo	0,15	(0,004)	72,56***	(0,134)	23,64***	(0,075)
Médio	-0,19	(0,004)	59,08***	(0,108)	19,06***	(0,065)
Superior	0,10	(0,005)	63,28***	(0,083)	39,36***	(0,056)
Ocupação						
Sem ocupação	-0,02	(0,007)	-12,63	(0,179)	7,69	(0,073)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	0,14	(0,005)	-16,16	(0,112)	1,32	(0,048)
Empregador	-1,63	(0,011)	62,10***	(0,164)	15,99*	(0,085)
Conta própria	-0,10	(0,005)	-5,01	(0,122)	6,13	(0,050)
Não remunerado	0,68	(0,011)	9,63	(0,421)	-42,02	(0,339)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-0,16	(0,003)	-54,51***	(0,087)	-21,30***	(0,054)
Ruim	-0,26	(0,005)	-84,18***	(0,162)	-22,26***	(0,080)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-0,95*	(0,005)	-6,68	(0,098)	-33,77***	(0,055)
Área urbana exceto RM	0,30	(0,004)	-70,92***	(0,081)	-43,91***	(0,056)
Área rural	0,40	(0,004)	-208,09***	(0,170)	-62,66***	(0,155)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.036					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-1,09**	(0,005)	-102,00***	(0,169)	-78,25***	(0,106)
Nordeste	-0,77**	(0,004)	132,10***	(0,092)	-25,32***	(0,097)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	0,01	(0,004)	-142,89***	(0,160)	-27,45***	(0,089)
Centro-Oeste	-1,05**	(0,005)	-77,81***	(0,153)	-40,38***	(0,081)
Chefe sem cônjuge	-0,20	(0,004)	-48,06***	(0,114)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,09***	(0,007)	-0,33**	(0,161)	1,23***	(0,226)
#ciclo(fdm)/#ciclo(inf) ¹	0,02***	(0,003)	-0,14*	(0,086)	0,21***	(0,063)
#ciclo(fdm)/#ciclo(med)	0,02***	(0,003)	0,64***	(0,118)	0,38***	(0,073)
#ciclo(fdm)/#não_id_esc ²	0,03***	(0,002)	-0,04	(0,043)	0,33***	(0,065)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,003)	-0,15**	(0,077)	-0,05	(0,035)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,00	(0,002)	1,57***	(0,104)	0,70***	(0,086)
1º quartil	0,00	(0,002)	2,22***	(0,301)	0,71***	(0,149)
2º quartil	0,00	(0,002)	1,58***	(0,102)	0,70***	(0,117)
3º quartil	0,00	(0,003)	1,19***	(0,048)	0,70***	(0,094)
4º quartil	0,00	(0,004)	0,68***	(0,046)	0,69***	(0,074)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	2,58**	(1,011)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,48**	(0,204)
$\rho_{1,2}$	-0,22**	(0,107)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

6C – Ciclo médio

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.916					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-0,24	(0,021)	7,15	(0,235)	-8,06	(0,097)
Cor: não branca	0,72	(0,021)	-10,87	(0,212)	-4,73	(0,095)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	6,73**	(0,030)	53,80	(0,485)	11,44	(0,263)
> 40	5,73***	(0,022)	76,02***	(0,241)	2,96	(0,150)
> 50	-0,51	(0,031)	43,98	(0,272)	0,08	(0,170)
> 60	0,31	(0,045)	-58,98	(0,530)	-2,55	(0,238)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	9,50**	(0,046)	-68,15	(0,643)	18,59	(0,321)
Fundamental completo	19,47***	(0,027)	80,77**	(0,388)	17,31	(0,269)
Médio	4,75*	(0,026)	74,37**	(0,320)	-22,62	(0,194)
Superior	2,95	(0,031)	85,75***	(0,228)	24,20	(0,210)
Ocupação						
Sem ocupação	-9,50**	(0,042)	24,30	(0,450)	-12,91	(0,240)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-11,39***	(0,032)	-18,25	(0,297)	2,28	(0,147)
Empregador	1,68	(0,063)	173,80***	(0,394)	-9,41	(0,382)
Conta própria	-6,54*	(0,034)	8,06	(0,320)	-3,85	(0,131)
Não remunerado	0,02	(0,060)	132,51	(0,835)	-79,58	(0,577)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-6,75***	(0,021)	-79,36***	(0,257)	-22,58	(0,197)
Ruim	-20,94***	(0,035)	-267,95***	(0,794)	29,66	(0,530)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-4,67	(0,034)	-43,63	(0,313)	-10,27	(0,165)
Área urbana exceto RM	2,62	(0,025)	-44,16*	(0,239)	-24,32*	(0,138)
Área rural	-1,95	(0,029)	-122,97***	(0,401)	-13,66	(0,304)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.916					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-14,11***	(0,030)	-180,37***	(0,568)	-5,75	(0,385)
Nordeste	-12,44***	(0,024)	91,93***	(0,252)	-61,50*	(0,329)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-11,82***	(0,033)	-86,67**	(0,376)	-4,80	(0,189)
Centro-Oeste	-1,54	(0,030)	-3,09	(0,317)	-20,49	(0,149)
Chefe sem cônjuge	-9,73***	(0,026)	-41,05	(0,313)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,24***	(0,047)	1,25**	(0,571)	0,86**	(0,338)
#ciclo(fdm)/#ciclo(inf) ¹	0,19***	(0,020)	0,40	(0,333)	0,27	(0,206)
#ciclo(fdm)/#ciclo(med)	0,07***	(0,014)	0,28	(0,216)	0,26***	(0,098)
#ciclo(fdm)/#não_id_esc ²	0,08***	(0,011)	0,15	(0,147)	0,18**	(0,082)
Homens em idade escolar (%)	-0,15***	(0,019)	-0,36*	(0,209)	-0,17	(0,154)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,08***	(0,012)	2,53***	(0,364)	0,30	(0,359)
1º quartil	0,13***	(0,022)	4,05***	(0,902)	0,43	(0,702)
2º quartil	0,08***	(0,013)	2,51***	(0,351)	0,38	(0,570)
3º quartil	0,06***	(0,014)	1,76***	(0,167)	0,34	(0,460)
4º quartil	0,03**	(0,016)	0,94***	(0,107)	0,27	(0,290)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	2,72	(2,371)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	-0,17	(0,692)
$\rho_{1,2}$	0,41**	(0,206)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).

² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

5 CONCLUSÃO

Usando a base de microdados da POF 2017-2018, este *Texto para Discussão* investiga os determinantes demográficos e socioeconômicos da alocação de recursos das famílias brasileiras na educação básica de seus membros em idade escolar, o qual se processa por meio de três decisões sequenciais.

- 1) Matriculá-los ou não na escola (frequência escolar).
- 2) Em caso afirmativo, optar entre a escola pública gratuita ou particular paga (ou melhor, incorrer ou não em gasto escolar positivo).
- 3) Em caso de opção pela rede particular, determinar o tamanho do gasto escolar.

Para tanto, um modelo de viés de seleção dupla é estimado para os três ciclos escolares (infantil, fundamental e médio) separadamente, de forma a corrigir os eventuais vieses de seleção amostral decorrentes da correlação entre os fatores não observados daquelas três decisões. Os resultados sugerem que essas decisões são influenciadas por fatores que atuam tanto no lado da oferta como no lado da demanda por educação.

Em linha com a evidência empírica internacional, a renda *per capita* familiar e a escolaridade dos responsáveis pela família afetam positivamente tanto a frequência escolar como a disposição em incorrer em gasto escolar (opção pela rede particular e tamanho do gasto). Esse efeito intergeracional da educação contribui para aprofundar as desigualdades sociais por meio da concentração do capital humano nos estratos sociais mais afluentes, justificando assim políticas públicas compensatórias. Igualmente relevante é a escassa evidência de um viés desfavorável ao feminino, quando este é o gênero predominante entre os membros da família em idade escolar. Pelo contrário, esse viés se mostra significativamente desfavorável ao gênero masculino no ciclo médio, resultado também encontrado por outros estudos nos ciclos de ensino mais avançados em outros países emergentes.

Ainda pelo lado da demanda, a predominância de mulheres entre os responsáveis pela família tem efeito, em geral, pouco significativo, enquanto a predominância de membros não brancos tende a afetar negativamente a decisão quanto ao gasto escolar nos ciclos infantil e fundamental, mas não influencia a decisão quanto à frequência escolar nos três ciclos. Por sua vez, exceto em relação aos empregadores, a ocupação no setor público tende a influenciar positivamente ambas as decisões, resultado que poderia estar relacionado à maior estabilidade da renda familiar.

Pelo lado da oferta, a qualidade da educação disponível influencia positivamente as decisões de frequência e gasto escolares, salvo em relação à frequência escolar no ciclo fundamental, a qual já alcança o patamar de 95%. Principalmente no caso das famílias mais pobres, quanto maior o retorno da educação disponível, resultante de uma qualidade superior, maior a disposição das famílias de incorrer em gasto escolar ou no custo de oportunidade de manter seus filhos fora do mercado de trabalho. Efeito na

direção contrária é observado em relação ao afastamento da localidade de residência da família em relação à capital do estado – muito provavelmente devido a menor provisão de serviços de educação – e também em relação à residência da família fora da região Sudeste, exceto pela maior probabilidade de as famílias nordestinas incorrerem em gasto escolar positivo no ciclo fundamental.

O conjunto de resultados e evidências empíricas apontados no trabalho pretende fornecer subsídio relevante para o mapeamento das regiões e dos grupos sociais prioritários como alvo do investimento público educacional e das políticas de incentivo fiscal e tributário para o gasto escolar privado, contribuindo assim para a redução das desigualdades sociais e regionais na distribuição do capital humano e, conseqüentemente, da riqueza nacional. Uma extensão natural deste trabalho seria aplicar a metodologia aqui empregada no estudo da frequência e do gasto privado no ensino superior. No entanto, é preciso investigar se, nesse caso, a unidade de observação mais apropriada seria o indivíduo em vez da família. Como observado na introdução, este trabalho pretende iniciar um projeto de pesquisa sobre o investimento em capital humano das famílias brasileiras. Nesse sentido, um próximo passo poderia ser o estudo dos determinantes demográficos e socioeconômicos das decisões das famílias em relação ao gasto privado na saúde, tanto o gasto preventivo (planos de saúde) como o gasto terapêutico.

REFERÊNCIAS

- ACAR, E. O.; CILASUN, S. M.; GUNALP, B. An Empirical analysis of household education expenditures in Turkey. **International Journal of Educational Development**, v. 51, p. 23-35, 2016.
- ACERENZA, S.; GALDELMAN, N. Household education spending in Latin America and the Caribbean: evidence from income and expenditure surveys. **IDB**, 2017. (Working Paper Series, n. 773).
- ASLAM, M.; KINGDON, G. Gender and household education expenditure in Pakistan. **Applied Economics**, v. 40, n. 20, p. 19-21, 2008.
- AWAN, A. G.; BHATTI, A. M. Socio-economic determinants of elementary school enrollment in Pakistan. **Global Journal of Management, Social Sciences and Humanities**, v. 5, n. 4, p. 645-679, 2019.
- AZAM, M; KINGDON, G. Are girls the fairer sex in India? Revisiting intra-household allocation of education expenditure. **World Development**, v. 42, p. 143-164, 2013.

BAFFOE-BONNIE, J. Black-white wage differentials in a multiple sample selection bias model. **Atlantic Economic Journal**, v. 37, n. 1, p. 1-16, 2009.

BAYAR, A.; ILHAN, B. Y. Determinants of household education expenditures: do poor spend less on education? **Topics in Middle Eastern and African Economics**, v. 18, n. 1, May, 2016.

BEDI, A. S.; MARSHALL, J. H. Primary school attendance in Honduras. **Journal of Development Economics**, v. 69, n. 1, p. 129-153, Oct., 2002.

BETTS, J.; FAIRLIE, R. Explaining ethnic, racial, and immigrant differences in private school attendance. **Journal of Urban Economics**, v. 50, n. 1, p. 26-51, July, 2001.

BRASIL. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. **Diário Oficial**, Brasília, p. 27833, 23 dez. 1996.

CEYHAN, E.; TUNALI, I.; YAVUZOGLU, B. **Correction of selectivity bias in models of double selection**. [s.l.]: [s.n.], 2008.

CHECCHI, D.; JAPPELLI, T. **School choice and quality**. Paris; London: CEPR Press, 2004. (Discussion Paper, n. 4748).

CHOI, E. J.; HWANG, J. Child gender and parental inputs: no more son preference in Korea? **American Economic Review**, v. 105, n. 5, p. 638-643, 2015.

CONNELLY, R.; ZHENG, Z. Determinants of school enrollment and completion of 10 to 18 year olds in China. **Economics of Education Review**, v. 22, n. 4, p. 379-388, 2003.

CURI, A. Z.; MENEZES FILHO, N. A. Determinantes dos Gastos com Educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n.1, 2010.

DATTA, S.; KINGDON, G. **Gender Bias in Intra-Household Allocation of Education in India: Has It Fallen over Time?** Bonn: Institute of Labor Economics, 2019. (IZA Discussion Paper, n. 12671).

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 2. ed. New York: Macmillan Publishing Company, 1993.

HECKMAN, J. J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models, **Annals of Economic and Social Measurement**, v. 5, n. 4, p. 475-492, 1976.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, 1979.

HUY, V. Q. Determinants of education expenditure in Vietnam. **International Journal of Applied Economics**, v. 9, n. 1, p. 59-72, 2012.

IDDRISU, A. M. *et al.* Gender bias in households' educational expenditures: does the stage of schooling matter? **World Development Perspectives**, v. 10-12, p. 15-23, 2018.

IDDRISU, A. M. *et al.* **Gender, age cohort, and household investment in child schooling: new evidence from sub-Saharan Africa**. Helsinki: UNU-Wider, 2020. (Wider Working Paper, 2020/9).

JAYACHANDRAN, U. **Socio-economic determinants of school attendance in India**. Delhi: DSE, 2002. (Working Paper, n. 103).

KINGDON, G. Where has all the bias gone? Detecting gender bias in the intrahousehold allocation of educational expenditure. **Economic Development and Cultural Change**, v. 53, n. 2, 2005.

KUMAR, M.; NAINCY, N. Revisiting the gender gap in private household expenditure on education in India: An Empirical Analysis. **Paradigm journal of Language and Literary Studies**, v. 24, n. 2, p. 1-13, 2020.

LONG, J; TOMA, E. The determinants of private school attendance, 1970-1980. **The Review of Economics and Statistics**, v. 70, n. 2, p. 351-357, 1988.

MASTERTSON, T. An empirical analysis of gender bias in education spending in Paraguay. **World Development**, v. 40, n. 3, p. 583-593, 2012.

MAULDIN, T.; MIMURA, Y.; LINO, M. Parental expenditures on children's education. **Journal of Family and Economic Issues**, v. 22, n. 3, p. 221-241, 2001.

MUKHERJEE, A.; SENGUPTA, A. An analysis of factors affecting private expenditure on education in India. **Arthaniti: Journal of Economic Theory and Practice**, v. 22, n. 2, p. 1-22, 2021.

RAFIQUE, D. *et al.* Socio-economic determinants of school attendance of Punjab, Pakistan. **Economics**, v. 9, n. 1, p. 8-16, 2020.

RESENDE, J. M. de. **Financiamento educacional na América Latina: indicadores e análise de algumas experiências**. Agüero: Unesco; IPE, 2020.

RIVAS, F. **O financiamento da Educação na América Latina: pesquisas e estudos (2013-2019)**. Agüero: Unesco; IPE, 2021.

RIZK, R.; ABOU-ALI, H. Out of pocket education expenditure and household budget: evidence from Arab countries. **Economic Research Forum**, 2016. (Working Paper n. 996).

SACKEY, H. A. The determinants of school attendance and attainment in Ghana: a gender perspective. **African Economic Research Consortium**, 2007. (Working Papers, n. 173).

SMITH JR., J. Z. **The determinants of private high school attendance**. New York: Vassar College, 1996. (Working Paper, n. 35).

TILAK, J. B. G. **Determinants of household expenditure on education in rural India**. New Delhi: NCAER, 2002. (Working Paper Series, n. 88).

TUNALI, I. A general structure for models of double-selection and an application of a joint migration/earnings process with remigration. **Research in Labor Economics**, v. 8B, p. 235-282, 1986.

WOLF, Frieder; ZOHLNHÖFER, Reimut. Investing in human capital? The determinants of private education expenditure in 26 OECD countries. **Journal of European Social Policy**, v.19, n. 3, p. 230-244, 2009.

WONGMONTA, S.; GLEWWE, P. An analysis of gender differences in household education expenditure: the case of Thailand. **Education Economics**, v. 25, p. 183-204, 2017.

APÊNDICE A

Descreve-se aqui como o teste de hipótese sugerido em Greene (1993, seção 8.5)¹ pode ser usado para determinar a especificação da equação de regressão (15) no tocante à inclusão ou não das inversas de Mills nas equações. (13) e (14). Para tanto, seja $\theta^\perp = (\beta, \sigma_{1\mu}, \sigma_{2\mu})^\perp$ o vetor de todos os coeficientes da equação (15). Além disso, seja $\hat{\theta}$ o estimador de mínimos quadrados (MQ) irrestrito de $\hat{\theta}$ e seja $\hat{\theta}^*$ o estimador de MQ restrito de $\hat{\theta}$, no sentido de que satisfaz as J restrições lineares da equação matricial $R\hat{\theta}^* = q$, em que $R_{J \times K}$ e $q_{J \times 1}$ são conhecidos. Cabe observar que as restrições de exclusão das inversas de Mills na equação (15) são casos particulares daquela equação matricial (com $q = 0$), em que $J = 2$ para a restrição conjunta $\hat{\sigma}_{1\mu} = \hat{\sigma}_{2\mu} = 0$ e $J = 1$ para cada uma das restrições individuais $\hat{\sigma}_{1\mu} = 0$ e $\hat{\sigma}_{2\mu} = 0$.

O estimador irrestrito $\hat{\theta}$ é não enviesado e tem matriz de covariância $\text{VAR}(\hat{\theta})$ positiva definida. É crucial agora compará-lo com o estimador restrito em termos de eficiência. Por um lado, o estimador restrito $\hat{\theta}^*$ tem esperança $E(\hat{\theta}^*) = \theta - W(R\theta - q)$, com W dependendo da matriz dos regressores, de forma que esse estimador é enviesado, a menos que as restrições lineares também sejam satisfeitas pelos parâmetros populacionais, ou seja, $R\theta = q$. Por outro lado, a matriz de covariância $\text{VAR}(\hat{\theta}^*)$ do estimador restrito é sempre “menor” que a do estimador irrestrito, no sentido de que $\text{VAR}(\hat{\theta}) - \text{VAR}(\hat{\theta}^*)$ é uma matriz positiva definida. Dessa forma, mesmo quando o estimador restrito é enviesado, ele pode ser mais eficiente que o irrestrito em termos de erro quadrático médio (EQM), ou seja, $\text{EQM}[\hat{\theta}^*] = [E(\hat{\theta}^*) - \theta]^2 + \text{VAR}(\hat{\theta}^*)$ “menor” que $\text{EQM}[\hat{\theta}] = \text{VAR}(\hat{\theta})$ no sentido de que $\text{EQM}[\hat{\theta}] - \text{EQM}[\hat{\theta}^*]$ é uma matriz positiva definida.

William Green argumenta que a condição apresentada ocorre quando

$$\lambda = \frac{(R\theta - q)^\perp [R \text{VAR}(\hat{\theta}) R^\perp]^{-1} (R\theta - q)}{2} < \frac{1}{2} \quad (\text{A.1})$$

O parâmetro $\lambda \geq 0$ varia inversamente com a diferença $\text{EQM}[\hat{\theta}] - \text{EQM}[\hat{\theta}^*]$ entre os EQMs dos estimadores irrestrito e restrito, alcançando o valor de $\frac{1}{2}$ quando essa diferença é nula e alcançando o valor mínimo de $\lambda = 0$ quando essa diferença é máxima.² No entanto, uma vez que λ depende de parâmetros não conhecidos, é preciso estabelecer

1. GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 2. ed. New York: Macmillan Publishing Company, 1993.

2. Esse segundo caso ocorre se a restrição sobre os estimadores também é satisfeita pelos parâmetros populacionais, ou seja, quando $R\theta = q$. Nesse caso, como foi mencionado, o estimador restrito é não enviesado.

um critério para avaliar se a evidência empírica provida pelos dados assegura que a condição (A.1) é satisfeita com razoável confiança. Esse critério consiste no teste da hipótese nula $H_0: \lambda \geq 1/2$ (ou seja, a hipótese de que o estimador irrestrito é pelo menos tão eficiente quanto o restrito em termos de EQM), uma vez que a rejeição dessa hipótese equivale à aceitação da condição (A1) a um dado nível de significância. O teste pode ser realizado por meio da estatística $F = 2\hat{\lambda}/J$, em que

$$\hat{\lambda} = \frac{(R\hat{\theta} - q)' [R \widehat{VAR}(\hat{\theta}) R']^{-1} (R\hat{\theta} - q)}{2}$$

A estatística F tem distribuição *F não central* $F^*[J, N-K, \lambda]$ com J e $N-K$ graus de liberdade e parâmetro de centralidade λ , onde N e K são, respectivamente, o número de observações e o número de parâmetros do modelo. Logo, rejeita-se a hipótese nula $H_0: \lambda \geq 1/2$ quando a estatística F é menor que o valor crítico C para um dado nível de significância α , ou seja, $\Pr[F^* \leq C] = \alpha$ com $F^* \sim F^*[J, N-K, \lambda = 1/2]$. Nesse caso, existe evidência significativa de que $\lambda = 1/2$ a esse nível e, portanto, deve-se optar pelo estimador restrito.³

A tabela A.1 apresenta os resultados do teste de hipótese citado anteriormente para os modelos das tabelas 5 e 6, bem como para os modelos das tabelas C.1 e C.2 do apêndice C. A estatística F refere-se à restrição conjunta $\hat{\sigma}_{1\mu} = \hat{\sigma}_{2\mu} = 0$ ($J=2$), enquanto as estatísticas F_1 e F_2 se referem às restrições individuais $\hat{\sigma}_{1\mu} = 0$ e $\hat{\sigma}_{2\mu} = 0$ ($J=1$), respectivamente.

TABELA A.1
Estatísticas F , F_1 e F_2 com p -valores

	F	p -valor	F_1	p -valor	F_2	p -valor
Tabela 5A	3,103	0,622	2,955	0,642	1,934	0,575
Tabela 5B	3,229	0,628	0,995	0,461	3,740	0,676
Tabela 5C	5,918	0,717	10,598	0,799	2,042	0,584
Tabela 6A	2,403	0,578	3,659	0,673	0,594	0,371
Tabela 6B	12,576	0,802	6,494	0,747	5,522	0,728

(Continua)

3. Cabe observar que a hipótese nula $H_0: \lambda \geq 1/2$ equivale à hipótese nula de que as restrições são satisfeitas pelos parâmetros populacionais, ou seja, $R\theta = q$. Sob essa hipótese, a estatística F tem distribuição *F padrão (central)* $F [J, N-K]$, cuja distribuição encontra-se tabulada em qualquer livro-texto. Nesse caso, o estimador restrito é não enviesado e, portanto, tem a máxima eficiência em relação ao estimador irrestrito.

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	F	p-valor	F ₁	p-valor	F ₂	p-valor
Tabela 6C	0,661	0,331	1,320	0,510	0,061	0,105
Tabela C.1A	4,032	0,663	3,768	0,677	2,167	0,594
Tabela C.1B	1,717	0,517	0,001	0,010	3,316	0,659
Tabela C.1C	5,444	0,706	8,822	0,781	2,907	0,640
Tabela C.2A	2,752	0,602	3,156	0,652	1,195	0,493
Tabela C.2B	9,475	0,773	3,913	0,683	7,299	0,761
Tabela C.2C	0,552	0,297	0,014	0,045	1,077	0,474

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

APÊNDICE B

TABELA B.1

Análise descritiva dos dados: frequência escolar

B.1A – Ciclo infantil

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa	Variável indicadora				
		Idade escolar ²	Frequência escolar	Frequência escolar plena	Frequência na rede particular	Frequência plena na rede particular
	(A)	(B) (%A)	(C) (%B)	(D) (%C)	(E) (%C)	(F) (%E)
Amostra completa	100,0	19,9	49,4	82,8	27,2	98,9
Gênero						
Mulher	41,5	18,6	52,3	83,3	24,6	98,4
Homem	58,5	20,8	47,6	82,4	29,1	99,1
Cor						
Branca	38,6	16,4	52,4	86,8	33,1	99,0
Não branca	61,2	22,1	48,0	80,7	24,2	98,7
Idade						
21-30	10,5	47,8	47,2	75,5	19,0	98,8
31-40	20,6	37,1	51,0	84,9	30,6	98,9
41-50	21,9	16,9	50,9	86,5	29,7	99,0
51-60	20,7	9,5	48,7	85,2	28,6	98,0
> 60	26,4	6,0	46,2	82,7	28,1	99,1
Educação						
Superior	11,8	19,0	61,1	89,8	65,0	99,0
Médio	25,6	24,9	52,0	86,4	31,4	99,0
Fundamental completo	13,1	25,5	48,0	81,2	17,4	98,7
Fundamental incompleto	40,3	17,0	45,1	77,8	13,1	98,2
Sem instrução	9,2	11,3	40,9	74,9	12,8	100,0
Ocupação						
Sem ocupação	31,1	12,9	46,4	78,3	19,4	99,0
Empregado público	9,3	20,9	59,0	87,4	42,7	99,6
Empregado privado	32,2	26,1	49,9	84,4	25,6	98,7
Empregador	3,1	19,5	58,7	87,7	61,5	97,5
Conta própria	23,8	20,3	46,2	80,5	23,7	99,0
Não remunerado	0,6	18,9	47,5	75,9	20,7	100,0

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ² (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	59,9	20,6	51,8	83,2	29,2	98,7
Satisfatório	28,1	19,4	47,7	83,3	25,1	99,2
Ruim	12,0	17,6	39,6	78,4	18,6	98,9
Extrato geográfico						
Capital	20,4	19,2	50,1	84,5	47,5	98,8
RM ¹ exceto capital	13,6	20,3	51,5	84,3	41,4	99,7
Área urbana exceto RM	43,2	19,7	54,5	84,5	22,5	98,6
Área rural	22,9	20,5	38,5	75,4	6,4	96,9
Região						
Norte	14,4	26,6	39,3	71,7	16,3	97,8
Nordeste	33,3	20,6	51,5	83,6	36,5	99,3
Sudeste	25,7	17,3	55,3	86,2	23,7	98,8
Sul	14,5	16,7	53,4	88,3	22,7	98,2
Centro-Oeste	12,1	19,1	44,7	81,6	25,7	98,6
Renda per capita familiar (%)						
0-25	24,9	32,0	46,0	72,7	11,2	98,2
25-50	25,0	21,3	47,0	84,4	22,7	99,0
50-75	25,0	15,9	51,3	90,7	35,7	99,0
75-100	25,1	10,5	61,6	93,2	59,7	98,9
Chefe sem cônjuge	47,5	33,5	48,9	82,9	28,1	99,0
Chefe com cônjuge	22,4	17,6	51,7	82,6	23,8	98,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	10,4	100,0	50,3	78,0	26,0	98,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	9,5	100,0	48,4	88,3	28,7	99,6

Fonte: Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2018-2019.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ RM – região metropolitana.

² Idade escolar prevista para o ciclo infantil: 0 a 5 anos.

B.1B – Ciclo fundamental

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹ (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Amostra completa	100,0	30,7	95,6	96,7	17,9	95,4
Gênero						
Mulher	41,5	31,2	95,5	96,7	17,2	94,4
Homem	58,5	30,4	95,6	96,7	18,4	96,1
Cor						
Branca	38,6	25,9	96,0	97,3	24,1	97,3
Não branca	61,2	33,8	95,4	96,4	14,9	93,9
Idade						
21-30	10,5	31,4	93,4	96,4	10,1	95,4
31-40	20,6	55,2	96,3	95,8	17,4	94,3
41-50	21,9	39,8	95,9	97,2	21,3	96,3
51-60	20,7	20,2	95,2	97,6	18,8	96,2
> 60	26,4	12,1	94,7	97,4	17,3	95,2
Educação						
Superior	11,8	25,9	95,4	98,1	59,3	97,8
Médio	25,6	33,6	95,0	97,0	26,3	95,7
Fundamental completo	13,1	36,9	95,8	96,5	11,9	91,5
Fundamental incompleto	40,3	30,2	95,8	96,3	6,1	92,2
Sem instrução	9,2	22,5	96,1	96,1	5,6	91,8
Ocupação						
Sem ocupação	31,1	21,4	95,5	96,4	13,7	94,0
Empregado público	9,3	33,4	95,4	97,4	34,3	96,3
Empregado privado	32,2	37,3	95,6	96,9	16,1	95,2
Empregador	3,1	31,3	94,4	97,8	47,3	97,5
Conta própria	23,8	32,8	95,8	96,2	14,3	95,1
Não remunerado	0,6	31,4	95,0	96,9	12,5	100,0
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	59,9	31,8	95,6	97,0	21,1	96,5
Satisfatório	28,1	30,5	95,4	96,3	13,8	93,8
Ruim	12,0	25,9	95,5	95,8	10,1	87,4

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹ (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Extrato geográfico						
Capital	20,4	29,1	95,2	96,6	33,6	96,8
RM exceto capital	13,6	29,3	94,2	97,4	27,1	95,9
Área urbana exceto RM	43,2	30,5	95,7	97,0	16,7	94,3
Área rural	22,9	33,4	96,3	96,0	3,3	91,7
Região						
Norte	14,4	41,2	95,3	95,7	8,5	92,5
Nordeste	33,3	32,2	95,3	96,7	25,7	95,0
Sudeste	25,7	26,0	96,1	96,6	19,7	97,0
Sul	14,5	25,9	96,2	97,8	12,3	97,6
Centro-Oeste	12,1	29,9	95,0	97,3	12,9	94,4
Renda per capita familiar (%)						
0-25	24,9	46,5	96,1	95,4	5,2	87,3
25-50	25,0	33,5	95,6	96,8	13,6	93,4
50-75	25,0	25,6	94,7	97,8	25,2	95,8
75-100	25,1	17,4	95,4	98,2	49,6	98,5
Chefe sem cônjuge	47,5	49,4	95,8	96,5	18,4	95,7
Chefe com cônjuge	22,4	32,4	94,8	97,1	16,5	94,4
Proporção de homens em idade escolar <50%	16,5	100,0	96,0	95,9	18,6	94,6
Proporção de homens em idade escolar >=50%	14,3	100,0	95,0	97,6	17,1	96,4

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Idade escolar prevista para o ciclo fundamental: 6 a 14 anos.

B.1C – Ciclo médio

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹ (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Amostra completa	100,0	14,4	61,2	93,9	11,5	98,9
Gênero						
Mulher	41,5	15,4	58,8	93,4	9,8	99,0
Homem	58,5	13,6	63,0	94,4	12,8	98,9
Cor						
Branca	38,6	11,9	66,4	96,0	16,9	99,6
Não branca	61,2	16,0	58,7	92,8	8,7	98,2
Idade						
21-30	10,5	5,0	41,4	97,5	5,8	100,0
31-40	20,6	19,6	61,0	92,2	7,1	99,0
41-50	21,9	24,5	65,6	94,4	13,0	99,2
51-60	20,7	12,9	61,1	94,7	16,6	99,3
> 60	26,4	6,8	54,1	94,8	10,2	96,4
Educação						
Superior	11,8	10,9	79,4	97,5	40,9	99,1
Médio	25,6	13,5	72,2	95,7	15,5	99,1
Fundamental completo	13,1	14,8	61,2	95,2	7,3	97,9
Fundamental incompleto	40,3	15,9	55,1	92,0	3,2	98,4
Sem instrução	9,2	14,2	43,6	88,9	1,9	100,0
Ocupação						
Sem ocupação	31,1	11,0	54,7	93,4	8,7	98,9
Empregado público	9,3	16,5	76,2	95,4	22,7	98,0
Empregado privado	32,2	16,3	60,5	94,8	9,9	99,4
Empregador	3,1	13,1	77,1	95,3	34,9	98,3
Conta própria	23,8	15,7	60,1	92,3	7,4	100,0
Não remunerado	0,6	14,3	60,9	92,9	0,0	-
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	59,9	14,7	64,4	94,0	13,9	99,1
Satisfatório	28,1	14,2	59,1	94,4	8,5	98,2
Ruim	12,0	13,2	48,5	92,1	3,5	100,0

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Proporção da amostra completa (A)	Variável indicadora				
		Idade escolar ¹ (B) (%A)	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência escolar plena (D) (%C)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Frequência plena na rede particular (F) (%E)
Extrato geográfico						
Capital	20,4	13,7	64,0	94,6	20,8	99,5
RM exceto capital	13,6	14,2	61,4	95,1	16,0	100,0
Área urbana exceto RM	43,2	13,9	63,2	94,3	10,7	97,8
Área rural	22,9	16,2	55,6	92,0	2,5	100,0
Região						
Norte	14,4	18,8	56,5	90,0	5,2	97,7
Nordeste	33,3	15,8	57,1	92,6	13,7	99,1
Sudeste	25,7	12,0	67,6	96,9	13,8	99,4
Sul	14,5	11,9	63,5	97,2	9,9	98,3
Centro-Oeste	12,1	13,2	67,6	94,2	11,8	98,6
Renda per capita familiar (%)						
0-25	24,9	21,7	52,3	89,8	3,1	98,0
25-50	25,0	16,1	61,4	93,8	6,1	98,8
50-75	25,0	12,1	66,7	96,9	11,5	99,2
75-100	25,1	7,7	76,8	98,2	36,7	99,0
Chefe sem cônjuge	47,5	21,6	63,3	94,0	12,2	98,6
Chefe com cônjuge	22,4	18,1	56,5	93,6	9,7	100,0
Proporção de homens em idade escolar < 50%	7,2	100,0	65,7	92,2	11,1	98,6
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	7,2	100,0	56,6	95,9	12,0	99,3

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Idade escolar prevista para o ciclo médio: 15 a 17 anos.

TABELA B.2**Análise descritiva dos dados: existência de gasto escolar positivo**

B.2A – Ciclo infantil

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0 (G) (%C)	Gasto > 0 e frequência na rede particular		
				(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Amostra completa	49,4	27,2	20,2	17,2	63,3	85,4
Gênero						
Mulher	52,3	24,6	18,5	15,0	60,9	80,9
Homem	47,6	29,1	21,4	18,8	64,7	88,1
Cor						
Branca	52,4	33,1	25,9	22,0	66,4	84,9
Não branca	48,0	24,2	17,3	14,8	61,2	85,7
Idade						
21-30	47,2	19,0	15,5	12,4	65,1	79,8
31-40	51,0	30,6	23,5	20,4	66,9	87,0
41-50	50,9	29,7	21,9	19,1	64,3	87,3
51-60	48,7	28,6	17,5	15,0	52,6	86,0
> 60	46,2	28,1	17,0	14,1	50,0	82,6
Educação						
Superior	61,1	65,0	45,9	43,5	66,9	94,9
Médio	52,0	31,4	24,2	20,7	66,0	85,5
Fundamental completo	48,0	17,4	13,2	9,4	54,2	71,2
Fundamental incompleto	45,1	13,1	10,1	7,7	58,4	76,3
Sem instrução	40,9	12,8	5,5	4,3	33,3	76,9
Ocupação						
Sem ocupação	46,4	19,4	13,0	10,0	51,5	76,9
Empregado público	59,0	42,7	30,2	27,7	64,9	91,7
Empregado privado	49,9	25,6	19,7	17,0	66,3	86,1
Empregador	58,7	61,5	48,7	44,1	71,7	90,5
Conta própria	46,2	23,7	17,6	14,3	60,2	81,2
Não remunerado	47,5	20,7	13,8	13,8	66,7	100,0

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0 (G) (%C)	Gasto > 0 e frequência na rede particular		
				(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	51,8	29,2	21,8	18,8	64,4	86,3
Satisfatório	47,7	25,1	18,5	15,8	63,0	85,4
Ruim	39,6	18,6	13,1	9,6	51,7	73,8
Extrato geográfico						
Capital	50,1	47,5	32,9	29,3	61,8	89,1
RM exceto capital	51,5	41,4	29,9	27,1	65,4	90,7
Área urbana exceto RM	54,5	22,5	17,6	14,4	64,2	81,9
Área rural	38,5	6,4	5,4	3,6	56,3	66,7
Região						
Norte	39,3	16,3	9,0	6,4	39,4	71,1
Nordeste	51,5	36,5	26,4	23,8	65,1	90,0
Sudeste	55,3	23,7	17,2	14,8	62,5	86,0
Sul	53,4	22,7	20,8	15,1	66,3	72,5
Centro-Oeste	44,7	25,7	21,5	19,3	75,0	89,5
Renda per capita familiar (%)						
0-25	46,0	11,2	6,8	4,8	42,5	69,8
25-50	47,0	22,7	15,9	12,7	55,9	80,0
50-75	51,3	35,7	27,6	23,3	65,2	84,3
75-100	61,6	59,7	47,6	44,7	75,0	94,0
Chefe sem cônjuge	48,9	28,1	21,4	18,5	65,7	86,2
Chefe com cônjuge	51,7	23,8	15,4	12,5	52,6	81,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	50,3	26,0	18,8	16,2	62,5	86,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	48,4	28,7	21,7	18,4	64,1	84,7

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

B.2B – Ciclo fundamental

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0 (G) (%C)	Gasto > 0 e frequência na rede particular		
				(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Amostra completa	95,6	17,9	14,8	11,8	65,7	79,7
Gênero						
Mulher	95,5	17,2	13,5	10,4	60,3	77,0
Homem	95,6	18,4	15,7	12,8	69,4	81,4
Cor						
Branca	96,0	24,1	19,8	16,9	70,2	85,6
Não branca	95,4	14,9	12,3	9,3	62,2	75,2
Idade						
21-30	93,4	10,1	8,5	5,9	57,8	69,0
31-40	96,3	17,4	15,0	11,9	68,5	79,5
41-50	95,9	21,3	17,3	14,5	68,3	83,9
51-60	95,2	18,8	15,1	11,9	63,5	79,0
> 60	94,7	17,3	13,0	9,5	55,0	73,1
Educação						
Superior	95,4	59,3	44,6	42,6	71,9	95,6
Médio	95,0	26,3	20,1	17,2	65,2	85,7
Fundamental completo	95,8	11,9	10,2	7,5	63,1	73,1
Fundamental incompleto	95,8	6,1	6,8	3,5	57,5	51,8
Sem instrução	96,1	5,6	6,6	2,5	44,3	37,5
Ocupação						
Sem ocupação	95,5	13,7	10,7	7,3	53,5	68,1
Empregado público	95,4	34,3	27,4	24,8	72,4	90,7
Empregado privado	95,6	16,1	13,3	10,4	64,4	78,0
Empregador	94,4	47,3	39,5	37,9	80,2	96,0
Conta própria	95,8	14,3	12,5	9,4	65,6	75,3
Não remunerado	95,0	12,5	12,5	9,4	75,0	75,0
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	95,6	21,1	16,9	14,0	66,5	82,8
Satisfatório	95,4	13,8	11,9	9,0	65,3	75,3
Ruim	95,5	10,1	9,4	5,7	56,9	61,3

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0		Gasto > 0 e frequência na rede particular	
			(G) (%C)	(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Extrato geográfico						
Capital	95,2	33,6	25,2	21,8	64,8	86,5
RM exceto capital	94,2	27,1	20,2	17,6	64,7	86,7
Área urbana exceto RM	95,7	16,7	14,4	11,4	68,1	78,9
Área rural	96,3	3,3	4,6	1,8	56,4	39,9
Região						
Norte	95,3	8,5	7,3	3,9	46,4	53,7
Nordeste	95,3	25,7	20,3	17,3	67,3	85,0
Sudeste	96,1	19,7	15,5	13,8	69,8	89,0
Sul	96,2	12,3	11,8	7,8	63,0	66,0
Centro-Oeste	95,0	12,9	12,3	8,8	68,1	71,3
Renda per capita familiar (%)						
0-25	96,1	5,2	4,1	1,6	30,4	38,9
25-50	95,6	13,6	10,7	7,7	56,5	71,3
50-75	94,7	25,2	19,8	16,2	64,1	81,5
75-100	95,4	49,6	43,7	40,5	81,7	92,7
Chefe sem cônjuge	95,8	18,4	15,6	12,6	68,9	80,9
Chefe com cônjuge	94,8	16,5	12,0	8,9	54,1	74,5
Proporção de homens em idade escolar <5 0%	96,0	18,6	15,1	12,3	65,8	81,0
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	95,0	17,1	14,3	11,2	65,6	78,1

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

B.2C – Ciclo médio

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0 (G) (%C)	Gasto > 0 e frequência na rede particular		
				(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Amostra completa	61,2	11,5	8,8	6,3	54,4	71,2
Gênero						
Mulher	58,8	9,8	7,3	5,0	50,7	68,0
Homem	63,0	12,8	9,9	7,3	56,5	73,0
Cor						
Branca	66,4	16,9	12,4	9,3	55,1	74,8
Não branca	58,7	8,7	6,9	4,7	54,0	68,2
Idade						
21-30	41,4	5,8	5,0	2,5	42,9	50,0
31-40	61,0	7,1	6,0	3,5	49,0	58,5
41-50	65,6	13,0	9,1	6,9	53,0	75,3
51-60	61,1	16,6	14,3	11,2	67,5	78,5
> 60	54,1	10,2	6,5	3,7	36,4	57,1
Educação						
Superior	79,4	40,9	28,1	24,8	60,5	88,1
Médio	72,2	15,5	10,3	7,9	51,4	77,5
Fundamental completo	61,2	7,3	5,9	3,3	45,8	56,4
Fundamental incompleto	55,1	3,2	4,0	1,5	47,6	38,0
Sem instrução	43,6	1,9	3,5	1,3	66,7	36,4
Ocupação						
Sem ocupação	54,7	8,7	6,4	3,8	43,3	59,1
Empregado público	76,2	22,7	16,7	13,6	59,9	81,5
Empregado privado	60,5	9,9	7,8	5,0	50,3	63,8
Empregador	77,1	34,9	26,7	25,6	73,3	95,7
Conta própria	60,1	7,4	5,9	3,9	52,2	65,8
Não remunerado	60,9	0,0	0,0	0,0	-	-
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	64,4	13,9	10,1	7,9	57,2	78,4
Satisfatório	59,1	8,5	7,1	4,0	47,3	57,0
Ruim	48,5	3,5	4,4	0,9	26,7	21,1

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias						
Proporção de famílias com variável indicadora = 1 dentro da categoria						
Variável categórica	Variável indicadora					
	Frequência escolar (C) (%B)	Frequência na rede particular (E) (%C)	Gasto > 0		Gasto > 0 e frequência na rede particular	
			(G) (%C)	(H) (%C)	(I) (%E)	(J) (%G)
Extrato geográfico						
Capital	64,0	20,8	13,9	10,7	51,5	77,4
RM exceto capital	61,4	16,0	11,4	7,9	49,5	69,3
Área urbana exceto RM	63,2	10,7	8,4	6,2	58,0	73,4
Área rural	55,6	2,5	3,7	1,7	65,5	45,2
Região						
Norte	56,5	5,2	3,6	1,4	27,3	38,7
Nordeste	57,1	13,7	10,6	8,0	58,5	75,7
Sudeste	67,6	13,8	9,0	7,3	53,1	81,7
Sul	63,5	9,9	9,2	5,3	53,3	57,1
Centro-Oeste	67,6	11,8	10,5	7,3	62,0	69,8
Renda per capita familiar (%)						
0-25	52,3	3,1	1,4	0,4	12,2	27,3
25-50	61,4	6,1	5,1	2,6	42,2	50,0
50-75	66,7	11,5	9,3	5,9	51,2	63,5
75-100	76,8	36,7	28,5	24,2	66,0	85,1
Chefe sem cônjuge	63,3	12,2	9,7	6,9	56,2	71,3
Chefe com cônjuge	56,5	9,7	6,5	4,6	48,0	71,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	65,7	11,1	8,5	6,2	55,8	73,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	56,6	12,0	9,2	6,4	52,9	69,2

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

TABELA B.3**Análise descritiva dos dados: tamanho do gasto escolar****B.3A – Ciclo infantil**

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Amostra completa	8,1	7,7
Gênero		
Mulher	8,8	8,2
Homem	7,6	7,4
Cor		
Branca	8,4	8,2
Não branca	7,9	7,3
Idade		
21-30	9,3	7,6
31-40	8,1	7,9
41-50	8,2	8,1
51-60	6,9	6,9
> 60	5,2	5,1
Educação		
Superior	8,2	8,1
Médio	7,9	7,6
Fundamental completo	8,2	6,7
Fundamental incompleto	8,2	7,4
Sem instrução	6,9	6,3
Ocupação		
Sem ocupação	9,5	7,6
Empregado público	7,3	7,1
Empregado privado	8,1	7,7
Empregador	7,8	7,5
Conta própria	7,9	8,2
Não remunerado	9,1	9,1
Avaliação dos serviços de educação		
Bom	8,0	7,8
Satisfatório	8,2	7,5
Ruim	8,0	6,7

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Extrato geográfico		
Capital	8,4	7,9
RM ¹ exceto capital	7,3	7,1
Área urbana exceto RM	7,7	7,4
Área rural	12,4	10,7
Região		
Norte	9,4	7,0
Nordeste	7,1	6,8
Sudeste	9,9	9,4
Sul	8,2	8,4
Centro-Oeste	7,8	7,7
Renda per capita familiar (%)		
0-25	14,6	12,4
25-50	8,9	8,9
50-75	6,9	7,0
75-100	6,4	6,4
Chefe sem cônjuge	7,9	7,5
Chefe com cônjuge	9,0	8,5
Proporção de homens em idade escolar < 50%	8,1	7,9
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	8,1	7,4

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Nota: ¹ RM – região metropolitana

B.3B – Ciclo fundamental

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Amostra completa	11,3	10,6
Gênero		
Mulher	12,0	10,6
Homem	10,8	10,7
Cor		
Branca	10,9	10,6
Não branca	11,5	10,7
Idade		
21-30	11,4	9,8
31-40	12,5	11,7
41-50	10,9	10,4
51-60	9,7	9,6
> 60	9,8	8,7
Educação		
Superior	10,1	10,3
Médio	11,8	11,6
Fundamental completo	10,5	9,4
Fundamental incompleto	12,2	9,5
Sem instrução	12,7	8,8
Ocupação		
Sem ocupação	12,8	10,4
Empregado público	8,9	9,0
Empregado privado	12,6	12,5
Empregador	8,8	8,8
Conta própria	11,0	10,3
Não remunerado	9,3	6,0
Avaliação dos serviços de educação		
Bom	11,4	10,9
Satisfatório	10,5	9,4
Ruim	12,4	11,1

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Extrato geográfico		
Capital	13,1	12,9
RM exceto capital	10,5	9,8
Área urbana exceto RM	9,9	9,1
Área rural	12,7	9,5
Região		
Norte	12,3	9,1
Nordeste	9,7	9,1
Sudeste	14,5	14,6
Sul	11,4	10,9
Centro-Oeste	10,3	8,8
Renda per capita familiar (%)		
0-25	24,1	31,5
25-50	13,1	12,5
50-75	9,8	9,9
75-100	8,2	8,2
Chefe sem cônjuge	10,7	10,4
Chefe com cônjuge	13,6	11,7
Proporção de homens em idade escolar < 50%	10,9	10,1
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	11,8	11,3

Fonte: POF 2018-2019

Elaboração do autor.

B.3C – Ciclo médio

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Amostra completa	10,6	10,8
Gênero		
Mulher	11,9	12,1
Homem	9,9	10,0
Cor		
Branca	11,1	11,9
Não branca	10,1	9,5
Idade		
21-30	8,8	10,3
31-40	10,6	9,4
41-50	11,1	11,6
51-60	10,2	10,5
> 60	9,7	9,6
Educação		
Superior	10,6	11,1
Médio	9,8	10,2
Fundamental completo	13,2	10,9
Fundamental incompleto	10,4	10,7
Sem instrução	13,2	11,3
Ocupação		
Sem ocupação	12,3	12,9
Empregado público	8,9	8,8
Empregado privado	11,4	12,0
Empregador	10,9	11,2
Conta própria	10,0	9,9
Não remunerado	-	-
Avaliação dos serviços de educação		
Bom	10,7	11,1
Satisfatório	10,7	9,1
Ruim	8,6	10,7

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Tamanho da amostra completa: 55.634 famílias		
Gasto escolar (mensal)		
Variável categórica	Amostra: famílias com gasto > 0	Amostra: famílias com gasto > 0 e frequência na rede particular
	Gasto (% renda)	Gasto (% renda)
Extrato geográfico		
Capital	12,2	12,1
RM exceto capital	9,3	9,7
Área urbana exceto RM	10,0	10,2
Área rural	10,1	9,8
Região		
Norte	13,3	16,4
Nordeste	10,5	10,0
Sudeste	11,5	11,5
Sul	11,4	12,9
Centro-Oeste	7,3	8,5
Renda per capita familiar (%)		
0-25	20,4	16,6
25-50	14,3	17,5
50-75	10,4	11,5
75-100	8,7	9,1
Chefe sem cônjuge	10,4	10,4
Chefe com cônjuge	11,4	12,1
Proporção de homens em idade escolar < 50%	10,6	11,3
Proporção de homens em idade escolar >= 50%	10,6	10,1

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

APÊNDICE C

TABELA C.1

Estimação do modelo de viés de seleção duplo (primeira versão)

C.1A – Ciclo infantil

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.034					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		ln gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-12,00***	(0,025)	-9,24	(0,086)	-17,00	(0,159)
Cor: não branca	0,82	(0,023)	-18,33**	(0,076)	-9,05	(0,077)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	8,54***	(0,026)	25,21**	(0,099)	29,55**	(0,137)
> 40	6,41**	(0,026)	-1,57	(0,095)	25,80**	(0,118)
> 50	3,29	(0,035)	-2,90	(0,144)	-3,77	(0,137)
> 60	-0,56	(0,042)	-3,98	(0,184)	-27,32	(0,175)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	6,34	(0,051)	56,15*	(0,320)	26,03	(0,267)
Fundamental completo	3,74	(0,029)	11,57	(0,127)	9,31	(0,132)
Médio	3,46	(0,028)	29,84***	(0,111)	48,16***	(0,136)
Superior	3,63	(0,033)	34,80***	(0,091)	62,56***	(0,125)
Ocupação						
Sem ocupação	-14,90***	(0,043)	11,87	(0,148)	-24,91	(0,231)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-7,46**	(0,037)	8,86	(0,121)	-17,09	(0,137)
Empregador	-4,35	(0,065)	77,79***	(0,162)	46,97*	(0,240)
Conta própria	-9,79**	(0,039)	17,89	(0,132)	-17,88	(0,174)
Não remunerado	-9,63	(0,144)	19,09	(0,483)	63,55**	(0,317)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-5,59**	(0,023)	-8,33	(0,082)	-14,42	(0,100)
Ruim	-21,87***	(0,039)	-29,86**	(0,151)	-60,14**	(0,304)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.034					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Extrato geográfico ¹						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM ¹ exceto capital	-0,16	(0,036)	2,97	(0,090)	-22,69***	(0,076)
Área urbana exceto RM	7,74***	(0,028)	-60,43***	(0,081)	-30,24	(0,212)
Área rural	-15,78***	(0,035)	-138,67***	(0,161)	-99,51**	(0,391)
Região						
Norte	-29,84***	(0,036)	-10,17	(0,164)	-116,71***	(0,392)
Nordeste	-2,79	(0,026)	110,58***	(0,099)	-20,75	(0,293)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-7,60**	(0,035)	17,00	(0,135)	-31,19**	(0,158)
Centro-Oeste	-22,95***	(0,038)	21,53	(0,137)	-47,93	(0,321)
Chefe sem cônjuge	-2,33	(0,032)	-23,30**	(0,116)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,50***	(0,048)	0,09	(0,156)	1,58***	(0,604)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>fdm</i>) ²	0,12***	(0,017)	0,23***	(0,066)	0,45***	(0,154)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>med</i>)	0,20***	(0,029)	0,35***	(0,127)	0,73***	(0,271)
#ciclo(<i>inf</i>)/# <i>não_id_esc</i> ³	0,20***	(0,013)	-0,01	(0,043)	0,54**	(0,254)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,021)	0,10	(0,074)	0,14**	(0,063)
<i>ln</i> renda <i>per capita</i> familiar	0,08***	(0,014)	0,78***	(0,061)	0,93***	(0,195)
1º quartil	0,05**	(0,020)	1,08***	(0,169)	0,65***	(0,236)
2º quartil	0,08***	(0,014)	0,79***	(0,062)	0,80***	(0,208)
3º quartil	0,09***	(0,017)	0,62***	(0,045)	0,92***	(0,195)
4º quartil	0,10***	(0,021)	0,40***	(0,047)	1,09***	(0,195)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	3,55*	(1,827)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,81	(0,548)
$\rho_{1,2}$	-0,08	(0,238)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ RM – região metropolitana.² #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).³ #*não_id_esc* – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

C.1B – Ciclo fundamental

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.046					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>In</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-0,38	(0,003)	5,07	(0,064)	5,43	(0,042)
Cor: não branca	-0,50*	(0,003)	-23,06***	(0,055)	-15,79***	(0,044)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	2,23***	(0,006)	34,80***	(0,106)	20,27**	(0,088)
> 40	0,00	(0,003)	0,85	(0,063)	5,11	(0,041)
> 50	-0,12	(0,004)	-4,97	(0,084)	-6,47	(0,060)
> 60	-0,44	(0,006)	-2,21	(0,114)	3,00	(0,076)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	-0,53	(0,005)	-10,41	(0,145)	5,81	(0,138)
Fundamental completo	0,18	(0,004)	22,19**	(0,087)	10,34	(0,073)
Médio	-0,41	(0,004)	38,17***	(0,079)	17,17**	(0,070)
Superior	0,17	(0,005)	53,40***	(0,065)	35,35***	(0,079)
Ocupação						
Sem ocupação	0,10	(0,006)	17,36*	(0,102)	32,72***	(0,070)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	0,00	(0,005)	-1,16	(0,088)	6,18	(0,051)
Empregador	-1,38	(0,010)	48,51***	(0,126)	28,86***	(0,079)
Conta própria	0,12	(0,005)	12,41	(0,094)	12,10**	(0,057)
Não remunerado	-1,73	(0,024)	44,37	(0,315)	-33,02	(0,419)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-0,21	(0,003)	-32,84***	(0,061)	-14,42**	(0,059)
Ruim	-0,26	(0,005)	-40,72***	(0,103)	-9,33	(0,083)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-1,06**	(0,005)	-10,31	(0,073)	-23,03***	(0,051)
Área urbana exceto RM	0,14	(0,004)	-51,28***	(0,060)	-41,42***	(0,066)
Área rural	0,32	(0,004)	-112,38***	(0,096)	-57,60***	(0,149)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.046					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-1,17***	(0,005)	-22,01**	(0,104)	-52,82***	(0,083)
Nordeste	-0,80**	(0,004)	96,09***	(0,067)	-20,01*	(0,119)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-0,04	(0,004)	-51,37***	(0,110)	-32,49***	(0,090)
Centro-Oeste	-1,05**	(0,005)	-31,58***	(0,106)	-22,12***	(0,075)
Chefe sem cônjuge	-0,46	(0,004)	-27,03***	(0,082)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,09***	(0,007)	0,12	(0,106)	0,70***	(0,091)
#ciclo(fdm)/#ciclo(inf) ¹	0,02***	(0,003)	-0,05	(0,058)	0,09**	(0,040)
#ciclo(fdm)/#ciclo(med)	0,02***	(0,003)	0,29***	(0,077)	0,22***	(0,068)
#ciclo(fdm)/#não_id_esc ²	0,03***	(0,002)	0,01	(0,029)	0,17***	(0,024)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,003)	-0,07	(0,055)	-0,04	(0,035)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,00	(0,002)	0,99***	(0,046)	0,71***	(0,128)
1º quartil	0,00	(0,002)	1,07***	(0,113)	0,67***	(0,175)
2º quartil	0,00	(0,002)	1,00***	(0,045)	0,69***	(0,147)
3º quartil	0,00	(0,003)	0,89***	(0,034)	0,71***	(0,130)
4º quartil	0,00	(0,004)	0,63***	(0,032)	0,73***	(0,115)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	-	-
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,55*	(0,294)
$\rho_{1,2}$	-0,16	(0,122)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

C.1C – Ciclo médio

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.888					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	3,23	(0,023)	0,63	(0,164)	4,08	(0,138)
Cor: não branca	-1,90	(0,021)	-17,04	(0,149)	3,29	(0,097)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	28,40***	(0,067)	29,54	(0,504)	128,69**	(0,562)
> 40	3,39	(0,021)	13,16	(0,173)	3,85	(0,119)
> 50	-4,33*	(0,024)	47,03***	(0,159)	-48,15**	(0,189)
> 60	-0,42	(0,032)	-52,53**	(0,259)	27,15	(0,241)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	12,27***	(0,040)	-7,61	(0,370)	38,41	(0,318)
Fundamental completo	7,20***	(0,027)	19,67	(0,234)	44,63**	(0,214)
Médio	11,68***	(0,027)	31,81	(0,221)	9,32	(0,303)
Superior	0,53	(0,030)	67,56***	(0,168)	-8,76	(0,258)
Ocupação						
Sem ocupação	-10,60***	(0,036)	0,29	(0,249)	-19,98	(0,183)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-12,53***	(0,033)	-0,07	(0,208)	-19,51	(0,184)
Empregador	-0,31	(0,059)	85,40***	(0,281)	-43,85	(0,317)
Conta própria	-7,82**	(0,034)	-26,55	(0,232)	1,66	(0,167)
Não remunerado	-	-	-	-	-	-
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-6,48***	(0,021)	-25,80	(0,160)	-15,14	(0,139)
Ruim	-21,57***	(0,035)	-56,85*	(0,307)	-81,45**	(0,331)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capita	-6,28*	(0,034)	-26,47	(0,214)	-18,51	(0,150)
Área urbana exceto RM	1,18	(0,025)	-39,41**	(0,165)	-7,16	(0,152)
Área rural	-4,28	(0,029)	-70,48***	(0,239)	-22,16	(0,262)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.888					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-12,02***	(0,030)	-46,43	(0,294)	-37,95	(0,238)
Nordeste	-12,17***	(0,024)	79,55***	(0,179)	-130,47***	(0,329)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-11,76***	(0,033)	-8,61	(0,249)	-74,00***	(0,224)
Centro-Oeste	-2,05	(0,030)	8,14	(0,228)	-62,13***	(0,139)
Chefe sem cônjuge	-7,82***	(0,027)	-34,23	(0,215)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,20***	(0,046)	0,69*	(0,394)	1,16***	(0,329)
#ciclo(med)/#ciclo(inf) ¹	0,18***	(0,020)	0,16	(0,188)	0,70***	(0,231)
#ciclo(med)/#ciclo(fdm)	0,06***	(0,014)	0,00	(0,133)	0,47***	(0,106)
#ciclo(med)/#não_id_esc ²	0,07***	(0,011)	-0,03	(0,097)	0,38***	(0,086)
Homens em idade escolar (%)	-0,16***	(0,019)	-0,08	(0,138)	-0,38**	(0,171)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,08***	(0,012)	1,34***	(0,165)	0,30	(0,407)
1º quartil	0,12***	(0,022)	1,58***	(0,398)	0,41	(0,496)
2º quartil	0,08***	(0,013)	1,35***	(0,159)	0,36	(0,447)
3º quartil	0,06***	(0,014)	1,17***	(0,089)	0,32	(0,421)
4º quartil	0,03**	(0,016)	0,85***	(0,091)	0,26	(0,391)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	5,45***	(1,835)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	-1,53*	(0,896)
$\rho_{1,2}$	0,28***	(0,091)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

TABELA C.2**Estimação do modelo de viés de seleção duplo (segunda versão)**

C.2A – Ciclo infantil

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.034					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-12,00***	(0,025)	-0,05	(0,106)	-17,77	(0,159)
Cor: não branca	0,82	(0,023)	-18,12**	(0,092)	-4,52	(0,072)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	8,54***	(0,026)	35,15***	(0,122)	29,25**	(0,139)
> 40	6,41**	(0,026)	-2,02	(0,112)	27,78**	(0,112)
> 50	3,29	(0,035)	5,30	(0,170)	-4,67	(0,128)
> 60	-0,56	(0,042)	-11,20	(0,220)	-28,63	(0,182)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	6,34	(0,051)	62,45	(0,390)	6,70	(0,275)
Fundamental completo	3,74	(0,029)	4,61	(0,162)	13,58	(0,125)
Médio	3,46	(0,028)	48,06***	(0,141)	37,90***	(0,145)
Superior	3,63	(0,033)	47,72***	(0,104)	56,28***	(0,128)
Ocupação						
Sem ocupação	-14,90***	(0,043)	4,71	(0,178)	-34,87	(0,214)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-7,46**	(0,037)	12,08	(0,144)	-15,65	(0,129)
Empregador	-4,35	(0,065)	85,77***	(0,188)	29,64	(0,210)
Conta própria	-9,79**	(0,039)	15,69	(0,157)	-13,46	(0,161)
Não remunerado	-9,63	(0,144)	56,41	(0,509)	57,61	(0,376)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-5,59**	(0,023)	-9,05	(0,098)	-11,78	(0,097)
Ruim	-21,87***	(0,039)	-53,61***	(0,195)	-65,28**	(0,302)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 11.034					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-0,16	(0,036)	9,54	(0,104)	-23,40***	(0,082)
Área urbana exceto RM	7,74***	(0,028)	-70,31***	(0,096)	-21,01	(0,195)
Área rural	-15,78***	(0,035)	-173,52***	(0,211)	-93,35**	(0,395)
Região						
Norte	-29,84***	(0,036)	-29,05	(0,208)	-114,08***	(0,378)
Nordeste	-2,79	(0,026)	135,32***	(0,116)	-30,28	(0,277)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-7,60**	(0,035)	-11,66	(0,172)	-14,15	(0,131)
Centro-Oeste	-22,95***	(0,038)	28,63*	(0,160)	-43,98	(0,309)
Chefe sem cônjuge	-2,33	(0,032)	-26,33*	(0,141)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,50***	(0,048)	-0,06	(0,190)	1,50***	(0,580)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>fdm</i>) ¹	0,12***	(0,017)	0,34***	(0,082)	0,45***	(0,154)
#ciclo(<i>inf</i>)/#ciclo(<i>med</i>)	0,20***	(0,029)	0,40**	(0,165)	0,62**	(0,261)
#ciclo(<i>inf</i>)/# <i>não_id_esc</i> ²	0,20***	(0,013)	-0,04	(0,053)	0,48**	(0,239)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,021)	0,04	(0,088)	0,08	(0,059)
<i>ln</i> renda <i>per capita</i> familiar	0,08***	(0,014)	0,96***	(0,084)	0,85***	(0,189)
1º quartil	0,05**	(0,020)	1,43***	(0,247)	0,65***	(0,236)
2º quartil	0,08***	(0,014)	0,98***	(0,085)	0,75***	(0,207)
3º quartil	0,09***	(0,017)	0,74***	(0,052)	0,83***	(0,191)
4º quartil	0,10***	(0,021)	0,44***	(0,055)	0,95***	(0,190)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	3,12*	(1,757)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,51	(0,464)
$\rho_{1,2}$	0,14	(0,169)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #*não_id_esc* – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

C.2B – Ciclo fundamental

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.046					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>In</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	-0,38	(0,003)	4,91	(0,089)	10,45***	(0,038)
Cor: não branca	-0,50*	(0,003)	-39,99***	(0,077)	-24,05***	(0,043)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	2,21***	(0,006)	46,91***	(0,160)	41,43***	(0,116)
> 40	-0,01	(0,003)	7,21	(0,088)	10,32**	(0,040)
> 50	-0,12	(0,004)	-10,72	(0,119)	1,55	(0,052)
> 60	-0,44	(0,006)	9,57	(0,164)	-1,85	(0,076)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	-0,53	(0,005)	27,69	(0,269)	13,05	(0,169)
Fundamental completo	0,18	(0,004)	68,59***	(0,131)	24,79***	(0,076)
Médio	-0,42	(0,004)	56,28***	(0,108)	19,00***	(0,066)
Superior	0,16	(0,005)	70,70***	(0,083)	42,35***	(0,062)
Ocupação						
Sem ocupação	0,09	(0,006)	10,49	(0,144)	20,05***	(0,066)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-0,01	(0,005)	-7,73	(0,119)	1,81	(0,050)
Empregador	-1,39	(0,010)	77,57***	(0,164)	19,69**	(0,088)
Conta própria	0,10	(0,005)	15,21	(0,128)	10,08*	(0,052)
Não remunerado	-1,73	(0,024)	68,77	(0,466)	-28,89	(0,377)
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-0,20	(0,003)	-54,31***	(0,087)	-21,91***	(0,056)
Ruim	-0,25	(0,005)	-85,05***	(0,162)	-21,80***	(0,080)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-1,05**	(0,005)	-7,50	(0,097)	-33,21***	(0,057)
Área urbana exceto RM	0,15	(0,004)	-72,74***	(0,081)	-45,27***	(0,058)
Área rural	0,32	(0,004)	-213,36***	(0,171)	-65,41***	(0,160)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 17.046					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-1,17***	(0,005)	-107,17***	(0,168)	-78,49***	(0,107)
Nordeste	-0,79**	(0,004)	130,27***	(0,091)	-24,25**	(0,100)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-0,04	(0,004)	-	(0,159)	-28,80***	(0,092)
Centro-Oeste	-1,05**	(0,005)	-82,26***	(0,153)	-39,86***	(0,085)
Chefe sem cônjuge	-0,47	(0,004)	-46,95***	(0,121)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,09***	(0,007)	-0,28*	(0,160)	1,08***	(0,229)
#ciclo(fdm)/#ciclo(inf) ¹	0,02***	(0,003)	-0,10	(0,087)	0,18***	(0,062)
#ciclo(fdm)/#ciclo(med)	0,02***	(0,003)	0,70***	(0,117)	0,38***	(0,080)
#ciclo(fdm)/#não_id_esc ²	0,03***	(0,002)	-0,07	(0,043)	0,29***	(0,068)
Homens em idade escolar (%)	0,00	(0,003)	-0,17**	(0,077)	-0,06	(0,036)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,00	(0,002)	1,60***	(0,104)	0,71***	(0,091)
1º quartil	0,00	(0,002)	2,28***	(0,304)	0,71***	(0,155)
2º quartil	0,00	(0,002)	1,62***	(0,102)	0,71***	(0,122)
3º quartil	0,00	(0,003)	1,21***	(0,047)	0,71***	(0,100)
4º quartil	0,00	(0,004)	0,70***	(0,046)	0,71***	(0,078)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa de Mills λ_1)	-	-	-	-	2,24**	(1,130)
$\sigma_{2\mu}$ (inversa de Mills λ_2)	-	-	-	-	0,55***	(0,204)
$\rho_{1,2}$	-0,15**	(0,067)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

C.2C – Ciclo médio

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.888					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Gênero: homem	2,94	(0,023)	3,99	(0,249)	-17,02**	(0,085)
Cor: não branca	-1,94	(0,021)	1,99	(0,224)	-19,12**	(0,085)
Idade						
≤ 30	-	-	-	-	-	-
> 30	27,80***	(0,067)	38,87	(0,883)	35,45	(0,440)
> 40	3,62*	(0,021)	49,76*	(0,270)	9,50	(0,136)
> 50	-4,43*	(0,024)	62,96***	(0,224)	-23,89*	(0,126)
> 60	-0,23	(0,032)	-82,62**	(0,380)	25,11	(0,227)
Educação						
Sem instrução	-	-	-	-	-	-
Fundamental incompleto	11,81***	(0,040)	-15,62	(0,665)	-12,17	(0,213)
Fundamental completo	7,30***	(0,027)	54,92	(0,379)	17,03	(0,181)
Médio	11,66***	(0,027)	78,79**	(0,326)	-30,01	(0,196)
Superior	0,75	(0,030)	87,37***	(0,213)	16,99	(0,192)
Ocupação						
Sem ocupação	-10,56***	(0,036)	6,16	(0,365)	31,75**	(0,151)
Empregado público	-	-	-	-	-	-
Empregado privado	-12,36***	(0,033)	-5,74	(0,295)	21,08*	(0,124)
Empregador	-0,33	(0,059)	166,04***	(0,375)	-16,85	(0,311)
Conta própria	-7,65**	(0,034)	-8,56	(0,330)	14,70	(0,128)
Não remunerado	-	-	-	-	-	-
Avaliação dos serviços de educação						
Bom	-	-	-	-	-	-
Satisfatório	-6,57***	(0,021)	-80,12***	(0,256)	-10,48	(0,178)
Ruim	-21,28***	(0,035)	-257,33***	(0,781)	38,22	(0,458)
Extrato geográfico						
Capital	-	-	-	-	-	-
RM exceto capital	-6,30*	(0,034)	-48,53	(0,310)	-2,20	(0,164)
Área urbana exceto RM	1,40	(0,025)	-46,14*	(0,237)	-24,70**	(0,117)
Área rural	-4,22	(0,029)	-113,26***	(0,401)	-6,84	(0,243)

(Continua)

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

	Heckman probit: regras de seleção				Regressão linear	
	Número de observações: 7.888					
	Indicadora: frequência		Indicadora: rede particular		<i>ln</i> gasto escolar	
	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão	Efeito marginal	Erro padrão
Região						
Norte	-12,11***	(0,030)	-177,61***	(0,574)	8,83	(0,349)
Nordeste	-12,01***	(0,024)	98,05***	(0,246)	-53,48**	(0,210)
Sudeste	-	-	-	-	-	-
Sul	-12,07***	(0,034)	-87,75**	(0,378)	2,57	(0,174)
Centro-Oeste	-1,86	(0,030)	-14,56	(0,315)	-17,07	(0,139)
Chefe sem cônjuge	-8,31***	(0,027)	-45,50	(0,312)	-	-
<i>ln</i> #membros da família	0,20***	(0,047)	0,93*	(0,573)	0,60**	(0,259)
#ciclo(med)/#ciclo(inf) ¹	0,18***	(0,021)	0,29	(0,326)	0,10	(0,123)
#ciclo(med)/#ciclo(fdm)	0,06***	(0,014)	0,15	(0,217)	0,19**	(0,087)
#ciclo(med)/#não_id_esc ²	0,07***	(0,011)	0,12	(0,152)	0,11**	(0,054)
Homens em idade escolar (%)	-0,15***	(0,019)	-0,34	(0,207)	-0,02	(0,095)
<i>ln</i> renda per capita familiar	0,08***	(0,013)	2,39***	(0,353)	0,15	(0,295)
1º quartil	0,12***	(0,022)	3,70***	(0,866)	0,16	(0,544)
2º quartil	0,08***	(0,013)	2,38***	(0,339)	0,16	(0,445)
3º quartil	0,06***	(0,014)	1,72***	(0,163)	0,16	(0,364)
4º quartil	0,03**	(0,016)	0,95***	(0,106)	0,15	(0,253)
$\sigma_{1\mu}$ (inversa mills λ_1)	-	-	-	-	-	-
$\sigma_{2\mu}$ (inversa mills λ_2)	-	-	-	-	-0,62	(0,586)
$\rho_{1,2}$	0,29***	(0,110)	-	-	-	-

Fonte: POF 2018-2019.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ #ciclo(*i*) – número de membros na idade escolar prevista para o ciclo *i* (*i* = infantil, fundamental e médio).² #não_id_esc – número de membros fora de qualquer idade escolar.

Obs.: significância (*) = 10%; (**) = 5%; (***) = 1%.

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Revisão

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Crislayne Andrade de Araújo

Elaine Oliveira Couto

Luciana Bastos Dias

Rebeca Raimundo Cardoso dos Santos

Vivian Barros Volotão Santos

Deborah Baldino Marte (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Camila Guimarães Simas

Leonardo Simão Lago Alvite

Mayara Barros da Mota

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro
por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria
ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO

