



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA – UFPB
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PPGE



ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DA EDUCAÇÃO NO BRASIL RURAL

MARTA AURÉLIA DANTAS DE LACERDA

João Pessoa – PB

2021

MARTA AURÉLIA DANTAS DE LACERDA

ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DA EDUCAÇÃO

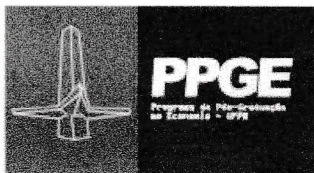
Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB, em cumprimento às exigências do Curso de Doutorado em Economia.

Universidade Federal da Paraíba – UFPB
Centro de Ciências Sociais Aplicadas – CCSA
Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE

Orientador: Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza

João Pessoa – PB

2021



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Campus Universitário I – Cidade Universitária – CEP 58.059-900 – João Pessoa – Paraíba
Tel: (83) 3216-7482 – <https://sigaa.ufpb.br/sigaa/public/programa/portal.jsf?id=1875> – E-mail: ppge.ccsa@gmail.com

Ata da reunião da Banca Examinadora designada para avaliar o trabalho de tese da doutoranda **MARTA AURÉLIA DANTAS DE LACERDA**, submetida para obtenção do grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**.

Aos vinte e seis dias do mês de outubro do ano dois mil e vinte e um, às quinze horas, no Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, reuniram-se, em cerimônia pública, os membros da Banca Examinadora, constituída por **Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza** (Orientador); **Profª. Drª. Mércia Santos da Cruz** (Examinadora Interna), da Universidade Federal da Paraíba; **Prof. Dr. Paulo Aguiar do Monte** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Prof. Dr. Francisco Soares de Lima** (Examinador Externo), da Universidade Estadual do Rio Grande do Norte; e **Prof. Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva** (Examinador Externo), da Universidade Federal da Paraíba, a fim de examinarem a candidata ao grau de doutora em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**, **MARTA AURÉLIA DANTAS DE LACERDA**. Além dos examinadores e do examinando, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo Discente. Iniciando a sessão, o professor **Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza**, na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes a finalidade da reunião e os procedimentos de encaminhamento desta. A seguir, concedeu à palavra à candidata, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: **“ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DA EDUCAÇÃO”**. Concluída a exposição, o senhor presidente solicitou que fosse feita a arguição por cada um dos examinadores. A seguir foi concedida a palavra ao candidato, para que respondesse e esclarecesse às questões levantadas. Terminadas as arguições, a Banca Examinadora passou a proceder à avaliação e ao julgamento da candidata. Em seguida, o senhor presidente comunicou aos presentes que a Banca Examinadora, por unanimidade, **aprovou** a tese apresentada e defendida com o conceito **APROVADO**, concedendo assim, o grau de **Doutora em Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, à doutoranda **MARTA AURÉLIA DANTAS DE LACERDA**. E, para constar, eu, Ricardo Madeira Cataldi, secretário *ad hoc* do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei a presente ata, que assino junto com os membros da Banca Examinadora. João Pessoa, 26 de outubro de 2021.

Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Orientador – UFPB

Paulo Aguiar do Monte
Prof. Dr. Paulo Aguiar do Monte
Examinador Interno – UFPB

Profª. Drª. Mércia Santos da Cruz
Examinadora Interna – UFPB

Francisco Soares de Lima
Prof. Dr. Francisco Soares de Lima
Examinador Externo – UERN

Jorge Luiz Mariano da Silva
Prof. Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva
Examinador Externo – UFPB

Ricardo Madeira Cataldi
Ricardo Madeira Cataldi
Secretário *Ad Hoc* – PPGE/ UFPB

Emitido em 26/10/2021

ATA Nº 1/2021 - PPGE (11.01.13.38)
(Nº do Documento: 1)

(Nº do Protocolo: NÃO PROTOCOLADO)

(Assinado digitalmente em 07/11/2021 16:32)
MERCIA SANTOS DA CRUZ
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
1646137

Para verificar a autenticidade deste documento entre em <https://sipac.ufpb.br/documentos/> informando seu número: **1**,
ano: **2021**, documento (espécie): **ATA**, data de emissão: **07/11/2021** e o código de verificação: **b7fd27e4e6**

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

L131e Lacerda, Marta Aurélia Dantas de.
 Ensaaios sobre economia da educação no Brasil rural /
Marta Aurélia Dantas de Lacerda. - João Pessoa, 2021.
 72 f. : il.

 Orientação: Wallace Patrick Santos de Farias Souza.
 Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

 1. Trabalho infantil. 2. Escolaridade. 3. Pronaf. 4.
 Proficiência. 5. Cultura. I. Souza, Wallace Patrick
 Santos de Farias. II. Título.

UFPB/BC

CDU 331-053.2/.6(043)

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA – UFPB
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PPGE

Comunicamos à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia que a Tese de Doutorado do(a) aluno(a) MARTA AURÉLIA DANTAS DE LACERDA, intitulado **ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DA EDUCAÇÃO** foi submetida à apreciação da comissão examinadora elencada abaixo; no dia _/_/_, às_.

A tese foi_____pela comissão examinadora.

Reformulações sugeridas: Sim () Não ()

Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Orientador

Dra. Mércia Santos da Cruz
Examinador Interno

Dr. Paulo Aguiar do Monte
Examinador Interno

Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva
Examinador Externo (UFPB)

Dr. Francisco Soares de Lima
Examinador Externo (UERN)

João Pessoa – PB
2021

AGRADECIMENTOS

Aos Professores do PPGE/UFPB pelos conhecimentos transmitidos.

Ao Professor Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza, pelas orientações no decurso do trabalho.

Aos membros da banca, Prof.^a Dra. Mércia Santos da Cruz, Prof. Dr. Paulo Aguiar do Monte, Prof. Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva e o Prof. Dr. Francisco Soares de Lima pela colaboração.

Aos colegas de doutoramento da UERN e UFERSA, pelo apoio ao longo das disciplinas.

Ao Departamento de Economia/UERN/Assú, pela liberação nos dois primeiros anos do doutorado.

A meus pais, Henrique Gonçalves de Lacerda (In Memoriam) e Maria Dantas de Lacerda, a meus irmãos e a Mariane (minha sobrinha) pelo incentivo.

A Deus.

RESUMO

A tese é composta por dois ensaios empíricos relacionados a economia da educação. O primeiro ensaio tem como objetivo analisar o efeito do crédito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) *per capita* sobre a escolaridade e o trabalho das crianças, investigando se existem evidências dos efeitos renda e/ou substituição dos indivíduos/famílias daqueles municípios que receberam o crédito acima da média no Brasil rural. Para mensurar o efeito do crédito nas escolhas feitas sobre o trabalho infantil e as decisões de escolaridade, foram utilizados um logit e o *Propensity Score Matching (PSM)*. Os dados referentes as características dos indivíduos são do Censo Demográfico de 2010 oriundo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e as informações sobre o crédito do Pronaf foram obtidos através do Banco Central do Brasil (BACEN). O recorte foi feito com crianças de 10 a 15 anos que residem na zona rural brasileira. Os resultados do logit ordenado apontam que a maior renda familiar aumenta a probabilidade da criança trabalhar ao invés de trabalha/estudar, além de reduzir as chances da criança só estudar em relação a dispende o tempo com estudo/trabalho. Pelo *PSM* foi observado que o Pronaf tem um impacto adverso sobre o trabalho infantil. O segundo ensaio tem a finalidade de mensurar o efeito do capital cultural dos professores sobre as proficiências de Língua Portuguesa e Matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental, a partir dos dados do Saeb 2017. Através do método de dois estágios, o capital cultural dos professores foi instrumentalizado pela oferta de atividades culturais oriundas da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (Munic) para o ano de 2014 (IBGE). Foi evidenciado que o capital cultural dos professores impacta no rendimento dos alunos de Língua Portuguesa e Matemática nas áreas rural e urbanas. Na decomposição quantílica para ambas as proficiências e nas duas áreas, o efeito sobre do aprendizado é maior na distribuição das menores notas.

Palavras-chave: Trabalho Infantil; Escolaridade. Pronaf. Proficiência. Cultura.

ABSTRACT

This thesis is composed of two empirical essays related to the economics of education. The first one, aims to analyze the effect of the per capita credit from the National Program for the Strengthening of Family Agriculture (PRONAF) on children's education and work, investigating whether there is evidence of the effects of income and/or substitution of individuals/families in those municipalities who received above-average credit in rural Brazil. To measure the effect of credit on choices made about child labor and schooling decisions, an ordered logit and the Propensity Score Matching (PSM). Data referring to the characteristics of individuals are from the 2010 Demographic Census from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), and information on Pronaf credit was obtained from the Central Bank of Brazil (BACEN). The cut was made with children aged 10 to 15 years who live in the rural area of Brazil. The results of the ordered logit show that higher family income increases the child's probability of working instead of working/studying, in addition to reducing the child's chances of only studying in relation to spending time studying/working. According to the PSM, it was observed that Pronaf has an adverse impact on child labor. The second essay aims to measure the effect of teachers' cultural capital on the Portuguese Language and Mathematics proficiencies of students in the 5th year of elementary school, based on data from Saeb 2017. Through the two-stage method, the cultural capital of teachers was instrumentalized by offering cultural activities from the Basic Municipal Information Survey (Munic) for the year 2014 (IBGE). It was shown that the teacher's cultural capital impacts the performance of Portuguese Language and Mathematics students in rural and urban areas. In the quantile decomposition for both proficiencies and in both areas, the effect on learning is greater in the distribution of the lowest grades.

KEYWORDS: Child Labor; Schooling. Pronaf. Proficiency. Culture.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do Brasil Rural 2010	31
Tabela 2 – Logit ordenado sobre a alocação entre trabalho infantil e escolaridade nos municípios brasileiros, 2010	35
Tabela 3 – Efeitos marginais da escolha sobre trabalho infantil e escolaridade nos municípios brasileiros, 2010.....	36
Tabela 4 – Estatísticas Descritivas no Brasil rural.....	37
Tabela 5 – Modelo logit de probabilidade de participação no PRONAF no Brasil rural	39
Tabela 6 – Efeito do PRONAF sobre o resultado educacional e o trabalho das crianças da área rural do Brasil	40
Tabela 7 – Análise de Sensibilidade de Ichino - Trabalho infantil – Brasil Rural	41
Tabela 8 – Análise de sensibilidade de Ichino. Escolaridade, Brasil Rural.....	42
Tabela 9 – Estatísticas descritivas dos alunos do 5º ano do ensino fundamental em 2017	54
Tabela 10 – Estatísticas descritivas dos instrumentos	54
Tabela 11 – Estimções por MQO e MQ2E. Proficiência em Matemática/Urbana - 5º ano, 2017	58
Tabela 12 – Estimções por MQO e IV. Proficiência em Matemática/Rural - 5º ano, 2017 ..	61
Tabela 13 – Decomposição quantílica das notas dos alunos de Matemática/área urbana	62
Tabela 14 – Decomposição quantílica das notas dos alunos de Matemática/área rural.....	63
Tabela A1 – Estimções por MQO e VI para proficiência em Matemática- 5º ano, 2017	70
Tabela A2 – Estimções por MQO e VI para Língua Portuguesa- 5º ano, 2017.....	71
Tabela 15 – Estimções por MQO e IV para Língua Portuguesa/urbana - 5º ano, 2017	72
Tabela 16 – Estimções por MQO e IV para Língua Portuguesa/rural - 5º ano, 2017.....	73
Tabela 17 – Decomposição quantílica das notas dos alunos de L. Portuguesa para área urbana	74
Tabela 18 – Decomposição quantílica das notas dos alunos de L. Portuguesa para área rural.	74

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Classificação dos grupos do PRONAF a partir da Lei da Agricultura Familiar (Plano safra 2006/2007)	24
--	----

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL	13
2 ESCOLHA INTERTEMPORAL ENTRE ESCOLARIDADE E TRABALHO INFANTIL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: EFEITO DO CRÉDITO DO PRONAF.....	16
2.1 Introdução	16
2.2 Revisão de Literatura	19
2.2.1 O Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF)	23
2.3 Metodologia	25
2.3.1 O Modelo Logit Ordenado	25
2.3.2 O Propensity Score Matching (PSM).....	26
2.3.3 Análise de sensibilidade	28
2.4 Base de Dados e Estatísticas Descritivas	30
2.5 Resultados	32
2.5.1 Logit ordenado	32
2.5.2 O Propensity Score Matching (PSM).....	37
2.5.2.1 Análise de Sensibilidade.....	40
2.6 Considerações finais	42
3 DESIGUALDADE EDUCACIONAL NO MEIO RURAL E URBANO BRASILEIRO: O PAPEL DO CAPITAL CULTURAL DOS PROFESSORES.....	45
3.1 Introdução	45
3.2 Revisão de Literatura	47
3.3 Metodologia	51
3.3.1 Base de dados e estatísticas descritivas	51
3.3.2 Estratégia empírica.....	54
3.4 Resultados	55
3.4.1 Proficiências em Matemática e Língua Portuguesa.....	56
3.4.2 Resultados MQ2E por quantis para as proficiências de Matemática e Língua Portuguesa	62
3.5 Considerações finais	63
REFERÊNCIAS.....	65
APÊNDICE	70

1 INTRODUÇÃO GERAL

O trabalho infantil é um dos problemas sociais em todo o mundo. Em 2016, 152 milhões de crianças entre 5 e 17 anos de idade eram vítimas de trabalho infantil no mundo – 88 milhões de meninos e 64 milhões de meninas (ILO, 2017). Sendo assim, destaca-se que trabalho infantil ocorre quando priva as crianças de sua infância, prejudicando seu desempenho mental, físico e social (ILO, 2020). Acontece quando o trabalho interfere na escolarização, levando ao abandono ou a uma alocação de tempo entre a frequência escolar junto com várias horas de trabalho diário.

Além disso, as Convenções (138 e 182) da Organização Internacional do Trabalho (OIT) caracterizam o trabalho infantil como aquele que é realizado por crianças e adolescentes abaixo da idade mínima de admissão ao emprego/trabalho estabelecida por cada país. No Brasil (CF, 1988), o trabalho infantil é definido como as atividades econômicas e/ou atividades de sobrevivência, com ou sem finalidade de lucro, remuneradas ou não, realizadas por crianças ou adolescentes em idade inferior a 16 anos, ressalvada a condição de aprendiz a partir dos 14 anos, independentemente de sua condição ocupacional (MTE, 2015).

Pesquisas sobre o trabalho infantil evidenciam que o aumento da renda familiar permite as famílias sua substituição por estudo e lazer (RAY, 2000; EDMONDS, 2005). Estudos como os de Basu e Van (1998) e Kassouf e Dos Santos (2010) mostram que a deliberação da criança trabalhar tem forte causalidade com a renda dos pais. Famílias com rendas maiores tendem a reduzir o uso de mão de obra infantil.

O nível de riqueza familiar pode impactar na decisão do trabalho infantil de acordo com a capacidade dos chefes de família contraírem renda na forma de crédito. No meio rural, o uso do crédito é fator determinante da geração de renda das famílias. O acesso ao crédito entre as famílias rurais se constitui como uma importante variável para o estudo do trabalho infantil.

O tempo destinado ao trabalho durante a infância influenciará o futuro da criança no sentido de que tais indivíduos estarão mais propensos a exercer uma profissão condizente com seu tempo de estudo que é menor comparativamente ao de indivíduos que não trabalharam enquanto crianças. (EMERSON, SOUZA E PORTELA, 2003)

Para tanto, a participação da criança na escola é um importante desafio que deve ser, por um lado, motivado pela família e por educadores, uma vez que este procedimento tem implicações diretas na qualidade do envolvimento do aluno com o processo de ensino-aprendizagem. No entanto, de outro modo, existe também a contribuição de formuladores de

políticas educacionais para regulamentar mecanismos que propiciem a eficácia deste processo (SILVA, 2016).

O *Programme for International Student Assessment* (PISA) de 2015, avaliou jovens com idade entre 15 e 16 anos em 72 países, tendo como foco as proficiências em matemática, leitura e ciências. A média geral deixou o Brasil nas últimas posições: estando na 63º em matemática; 58º em leitura; e 65º em ciências. Em matemática, o país apresentou a primeira queda desde 2003, início da série histórica da avaliação. Constatou-se, ainda, que sete em cada dez alunos brasileiros, com idade entre 15 e 16 anos, estão abaixo do nível básico de conhecimento.

A disparidade no desempenho dos resultados das proficiências dos estudantes brasileiros pode ser reflexo do acesso desigual as oportunidades de educação. A concepção de desigualdade de oportunidade assume que os resultados individuais são determinados por fatores de responsabilidade, aqueles ligados ao esforço de cada indivíduo – como anos de estudo, horas trabalhadas etc. –, e de não responsabilidade, relativos às circunstâncias preestabelecidas às quais os indivíduos não podem interferir – como questões de raça, sexo e região de nascimento (ROEMER, 1998).

Estudos a partir das ideias de Bourdieu (1973), evidenciam que as desigualdades educacionais não são oriundas das desigualdades de renda, e sim das desigualdades de capital cultural das famílias. Aaronson *et al.* (2007) mensuram o impacto do capital humano dos professores no rendimento dos alunos, apontando que professores com uma maior qualificação influenciam o rendimento dos alunos de menor desempenho. Caprara (2016) analisa os efeitos do capital cultural da família no desempenho dos alunos a partir de dados do Saeb 2003, evidenciando que existe associação significativa entre os níveis de capital cultural (educação dos pais) e o desempenho do aluno. Assevera ainda, que análises sobre o efeito do capital cultural do professor acerca do desempenho dos estudantes são escassas.

Diante deste contexto, a tese que é composta por dois ensaios sobre a economia da educação, tem como objetivo no primeiro ensaio analisar o efeito do crédito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) *per capita* sobre a escolaridade e o trabalho das crianças, buscando evidências dos efeitos renda e/ou substituição dos indivíduos/famílias daqueles municípios que receberam o crédito acima da média no Brasil rural. O efeito da riqueza das famílias via crédito do Pronaf nas escolhas feitas sobre o trabalho infantil e as decisões de escolaridade, será mensurado por um logit ordenado (o agregado familiar enfrenta a escolha discreta: 0 – a criança só trabalha, 1 – trabalha e estuda, e 2 – só estuda), e pelo *Propensity Score Matching* (PSM) que busca

mensurar o efeito médio do crédito do Pronaf sobre a escolaridade e o trabalho infantil no Brasil.

Nesse sentido, vale destacar que fora considerado nesse estudo como tratados as famílias/indivíduos dos municípios que obtiveram uma soma de crédito *per capita* do Pronaf acima da média *per capita* nacional. Para tanto, a escolha do uso do crédito *per capita* revela-se pelo fato de que mesmo algumas famílias consideradas tratadas não tenham percebido um volume expressivo, mas o fato do município ter recebido um volume maior de crédito poderá gerar mais oportunidades no meio rural, elevando a demanda por trabalho e influenciando na alocação do tempo das crianças para o trabalho infantil. Os dados das características dos indivíduos foram obtidos a partir do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e as informações do crédito do Pronaf¹ referente aos valores para o ano de 2010 foram obtidos através do Banco Central do Brasil (BACEN).

O segundo ensaio busca avaliar o efeito do capital cultural dos professores sobre as proficiências de Língua Portuguesa e Matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental, a partir dos dados do Saeb 2017. O estudo procura investigar se o capital cultural dos professores pode contribuir para o melhor rendimento dos alunos e, por consequência, para a redução da desigualdade educacional entre o meio rural e urbano brasileiro.

Todavia, dado o problema de endogeneidade em virtude da causalidade reversa, em que o capital cultural dos professores afeta o rendimento dos alunos e, possivelmente, um maior rendimento nas notas impacta num maior acúmulo de capital cultural, como forma de reduzir esse viés, foi utilizado o método de dois estágios (MQ2E). Sobre isso, tem-se que sendo o capital cultural dos professores instrumentalizado pela oferta de atividades culturais oriundas da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (oferta de teatro, museu, cinema, centros culturais e bibliotecas), na perspectiva de que essa oferta influencia a cultura do professor, mas não está correlacionada diretamente com o rendimento dos alunos.

¹ A Pnad 2014 traz um suplemento com informações do Pronaf referenciando apenas se o indivíduo recebeu ou não o crédito.

2 ESCOLHA INTERTEMPORAL ENTRE ESCOLARIDADE E TRABALHO INFANTIL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: EFEITO DO CRÉDITO DO PRONAF.

2.1 Introdução

O trabalho infantil é um dos problemas sociais do Brasil e do mundo. Em 2016, 152 milhões de crianças entre 5 e 17 anos de idade eram vítimas de trabalho infantil no mundo - 88 milhões de meninos e 64 milhões de meninas (ILO, 2017). Quase metade dessas crianças (73 milhões) realizavam formas perigosas de trabalho, sendo que 19 milhões delas tinham menos de 12 anos de idade. O trabalho infantil está concentrado principalmente na agricultura (71%), seguido do setor de serviços (17%) e do setor industrial (12%) (ILO, 2017). A Organização Internacional do Trabalho (OIT) e o Estado brasileiro, implementaram políticas² com a finalidade de combater essa forma de trabalho, buscando garantir a defesa dos direitos das crianças e dos adolescentes.

Essencialmente, o trabalho infantil ocorre quando priva as crianças de sua infância, prejudicando seu desempenho mental, físico e social (ILO, 2020). Acontece quando o trabalho interfere na escolarização, levando ao abandono ou a uma alocação de tempo entre a frequência escolar junto com várias horas de trabalho diário. De acordo com as Convenções (138 e 182) da Organização Internacional do Trabalho (OIT), trabalho infantil é aquele realizado por crianças e adolescentes abaixo da idade mínima de admissão ao emprego/trabalho estabelecida por cada país. No Brasil (CF,1988), o trabalho infantil³ se refere as atividades econômicas e/ou atividades de sobrevivência, com ou sem finalidade de lucro, remuneradas ou não, realizadas por crianças ou adolescentes em idade inferior a 16 anos, ressalvada a condição de aprendiz a partir dos 14 anos, independentemente de sua condição ocupacional (MTE, 2015).

O tempo destinado ao trabalho durante a infância influenciará o futuro da criança, no sentido de que tais indivíduos estarão mais propensos a exercer uma profissão condizente com seu tempo de estudo, que é menor comparativamente ao de indivíduos que não trabalharam enquanto crianças (EMERSON; SOUZA E PORTELA, 2003).

² No ano de 1990 foi promulgado o Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA). Em 1992 o Brasil aderiu ao Programa Internacional de Eliminação do Trabalho Infantil (IPEC) da Organização Internacional do Trabalho (OIT). Em 1994 foi criado o Fórum Nacional de Prevenção e Erradicação do Trabalho Infantil, coordenado pelo Ministério do Trabalho, articulando ações de combate e integrando organizações governamentais (ONGs) e não governamentais (BRASIL, 2001). Para melhoria de renda foram criados o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) em 1996, consolidado em 2003, e o Programa Bolsa Família, no ano de 2004. Ver Ramalho *et al.* 2013.

³ No presente trabalho consideramos trabalho infantil todo aquele determinado pela Legislação.

Crianças que trabalham alcançam menores níveis de renda na idade adulta em comparação com aquelas que não trabalharam durante a infância. De acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2005, o adiamento de um ano na inserção da criança no mercado de trabalho eleva, em média, 1,2% o seu salário na fase adulta, e o aumento de um ano de estudo gera um aumento médio de 10,7% no seu salário. Para Barros (2010), o trabalho infantil tem uma influência direta na qualidade e na expectativa de vida das crianças na fase adulta, sobretudo, devido ao seu efeito sobre a acumulação de capital humano ao longo da vida.

No Brasil, segundo dados da PNAD contínua de 2016, de um total de 40,1 milhões de crianças de 5 a 17 anos, 1,8 milhão exercia alguma ocupação, sendo que a maior parcela das crianças ocupadas se concentrou no grupo de 14 a 17 anos de idade (IBGE, 2018). A maior parte desse trabalho infantil brasileiro está concentrado nas áreas rurais. No ano de 2016, 47,6% das crianças de 5 a 13 anos que trabalhavam estavam inseridas em atividades agrícolas; 24,7% em segmentos como construção, indústria, transportes e serviços; 21,4% no comércio; e 6,3% em serviços domésticos (IBGE, 2017).

Análises sobre o trabalho infantil pressupõem que o aumento da renda familiar permite às famílias sua substituição por estudo e lazer (RAY, 2000; EDMONDS, 2005). Estudos como os de Basu e Van (1998) e Kassouf e Dos Santos (2010) mostram que o trabalho infantil tem forte causalidade com a renda dos pais. Famílias com rendas maiores tendem a reduzir o uso de mão de obra infantil.

Soares et al. (2012) analisa por meio de um logit ordenado a decisão das famílias por municípios brasileiros no tocante a alocação de tempo dos filhos nos cenários em que: a criança trabalha exclusivamente, a criança trabalha e vai à escola, e se ela apenas estuda. As características da família associadas a maior renda (riqueza), leva a menor incidência de trabalho infantil e maior frequência escolar. Adicionada às características socioeconômicas e choques na atividade econômica (produção de café), a demanda de trabalho para a produção nos municípios se eleva, aumentando o custo de oportunidade do tempo das crianças, e, portanto, as famílias escolhem alocar mais tempo para o trabalho infantil, e com isso reduz o tempo de escola.

O nível de riqueza familiar pode impactar na decisão do trabalho infantil de acordo com a capacidade dos chefes de família contraírem renda na forma de crédito. O crédito é uma ferramenta importante para o desenvolvimento econômico, contribuindo para aumentar o bem-estar social através da melhoria de renda e dos níveis de consumo. Ao receber mais riqueza sob a forma de crédito, os pais podem usar mais mão de obra infantil no campo (efeito

substituição⁴), e/ou podem usar essa riqueza extra para enviar os filhos à escola (efeito renda⁵).

Segundo Kassouf e Dos Santos (2010), para famílias que vivem em áreas rurais, quanto maior a riqueza do responsável pela criança maior é a inserção precoce no mercado de trabalho. Por outro lado, quanto maior a escolaridade da mãe, menor a probabilidade da criança trabalhar. As estimativas da autora mostram que para cada ano adicional de estudo da mãe, a chance de o filho trabalhar diminui em aproximadamente 1,36%, enquanto o fato da mãe estar trabalhando aumenta o risco da criança trabalhar em 11,46%, em média.

No meio rural, o uso do crédito é fator determinante da geração de renda das famílias. O acesso ao crédito entre as famílias rurais se constitui como uma importante variável para o estudo do trabalho infantil. Dessa forma, é importante observar os efeitos indiretos que a política pública para o incentivo ao desenvolvimento da atividade econômica estaria causando sobre o bem-estar das crianças. Ao receber mais riqueza sob a forma de crédito, os pais podem usar mais mão de obra infantil no campo e/ou podem usar essa riqueza, reduzir o trabalho infantil e elevar a participação das crianças na escola e seu tempo com lazer.

Diante do contexto delineado, o objetivo principal desta pesquisa é analisar o efeito do acesso ao crédito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) *per capita*⁶ sobre a escolaridade e o trabalho das crianças, investigando se existem evidências dos efeitos renda e/ou substituição dos indivíduos/famílias daqueles municípios que receberam o crédito acima da média⁷ no Brasil rural. Pelo efeito substituição, uma maior riqueza sob a forma de crédito poderá fazer com que os pais demandem mais trabalho infantil nas atividades agrícolas, podendo reduzir o tempo destinado à escola, o que gera efeito negativo na educação. Já pelo efeito renda, o acesso ao crédito poderá influenciar na decisão dos pais de não enviar as crianças para o mercado de trabalho, destinando a maior parte do tempo à escola, o que refletirá numa melhor qualidade educacional no presente e nas gerações superpostas.

Os dados das características dos indivíduos foram obtidos a partir do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e as

⁴ O uso do crédito torna os chefes de famílias mais ricos e essa maior riqueza eleva o uso da mão de obra infantil, reduzindo o tempo destinado ao lazer e ao estudo.

⁵ Maior riqueza na forma de crédito propicia aos pais reduzir os níveis de trabalho infantil aumentando as horas destinadas ao lazer e ao estudo.

⁶ O Pronaf *per capita* foi obtido pela razão do valor do crédito recebido pelo município e sua população rural.

⁷ A partir do Pronaf *per capita* (em log) foi criada uma média, e para medir o efeito do crédito consideramos como tratados aqueles indivíduos/famílias inseridos nos municípios que receberam valores acima da média nacional. O uso de dummy com o mesmo critério pode ser observado em Vogt e Fochezatto, 2020.

informações do crédito do Pronaf⁸ referente aos valores para o ano de 2010 foram obtidos através do Banco Central do Brasil (BACEN).

Para mensurar o efeito da riqueza das famílias via crédito do Pronaf nas escolhas feitas sobre o trabalho infantil e as decisões de escolaridade, será utilizado um logit ordenado (o agregado familiar enfrenta a escolha discreta: 0 – a criança só trabalha, 1 – trabalha e estuda, e 2 – só estuda). A investigação ainda se dará por meio do *Propensity Score Matching (PSM)* que busca mensurar o efeito médio do crédito do Pronaf sobre a escolaridade e o trabalho infantil no Brasil. Considera-se nesse estudo como tratados as famílias/indivíduos dos municípios que obtiveram uma soma de crédito per capita do Pronaf⁹ acima da média per capita nacional. Caso contrário, as demais famílias/indivíduos serão do grupo de controles.

Mesmo não podendo identificar especificamente as famílias que obtiveram o crédito acima da média nacional, a decisão do uso do crédito *per capita* como *proxy* revela-se pelo fato de que mesmo algumas famílias consideradas tratadas não tenham percebido um volume recurso expressivo, mas o fato do município ter recebido um volume maior de riqueza poderá gerar mais oportunidades no meio rural (aumento de produção), ampliando a demanda por trabalho e influenciando na alocação do tempo das crianças, e alguns pais poderão destinar maior parte desse tempo para o trabalho infantil.

O presente capítulo é composto por mais quatro seções. Na segunda seção é apresentada a revisão de literatura, na sequência será abordada a metodologia. A seção quatro mostrar-se a descrição dos dados e as estatísticas descritivas. Na quinta seção, a análise dos resultados e por último as considerações finais.

2.2 Revisão de Literatura

Na literatura econômica existe uma série de estudos que abordam o problema do trabalho infantil. Na maior parte dos resultados encontrados, o nível de renda é fator preponderante na tomada de decisão das famílias em manter ou não a criança trabalhando.

Mesquita e Lima (2019) analisam o efeito da riqueza familiar, medida pelo tamanho da propriedade da terra, sobre o trabalho infantil no Brasil rural. Os resultados da análise ao longo da distribuição do trabalho infantil mostraram uma relação negativa entre riqueza e horas de trabalho no quantil inferior e uma relação não linear nos demais quantis (médio e

⁸ A Pnad 2014 traz um suplemento com informações do Pronaf referenciando apenas se o indivíduo recebeu ou não o crédito.

⁹ Os grupos de tratamento e de controle foram determinados a partir da média *per capita* dos valores dos contratos por municípios. Aqueles que ficaram acima da média *per capita* foram denominados de tratados e os aquém da média como grupo de controle (grupo com características semelhantes aos tratados).

superior), respaldando a hipótese do “U” invertido¹⁰. Dependendo da abnegação dos pais, um incremento inicial no tamanho da terra (maior riqueza) incentiva o trabalho infantil. À medida que os pais se tornam mais ricos (maior acúmulo de terra), a produtividade das crianças se eleva e há uma demanda crescente por trabalho infantil até um ponto de máximo¹¹. A partir do momento que as famílias acumulam certo volume de riqueza, já não necessitam mais da renda proveniente das crianças, começando a substituir trabalho infantil por estudo e lazer.

Outra forma de análise do efeito da riqueza familiar sobre o trabalho infantil é explicada pela restrição ao crédito. Mendonça (2018) analisa o papel do acesso ao crédito advindo do Pronaf na decisão de trabalho infantil no Brasil Rural. Com os dados do Censo Demográfico de 2010 e do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar foi observada uma relação positiva entre acesso ao crédito e horas trabalhadas das crianças, apontando para evidências do Paradoxo da Riqueza¹² do trabalho infantil no Brasil rural. Os efeitos estimados por cultivos (mandioca, milho e feijão) corroboraram com tal resultado.

Ao avaliarem o impacto do Pronaf na alocação de tempo dos indivíduos do domicílio, Ely *et al.* (2017), através dos dados da PNAD 2014 e o uso do *Propensity Score Matching*, mostraram que o Pronaf melhora a produtividade dos trabalhadores através do aumento da jornada de trabalho nas atividades agrícolas, além de estimular o exercício de atividades não remuneradas, a exemplo dos cônjuges mulheres. Foram encontrados efeitos negativos do Pronaf no trabalho infantil e na divisão de trabalho de gênero, porém não encontraram efeitos adversos na frequência escolar.

O crédito rural empregado de forma a aumentar a produção pode elevar a renda das famílias e consequentemente o consumo e seu bem-estar, influenciando no declínio do trabalho infantil. O estudo de Maia *et al.* (2016) sobre os dados do Censo Agropecuário Brasileiro de 2006, evidenciou que os produtores das regiões que obtiveram acesso ao Pronaf obtiveram um aumento líquido na produção de cerca de 18%, com um aumento do rendimento líquido para os produtores que perceberam o crédito variando entre 6% e 20% para os resultados estimados via PSM. Os autores também encontraram efeitos com diferenças significativas em relação ao valor do total da produção nas regiões menos

¹⁰ A demanda por trabalho infantil cresce à medida que o acúmulo de riqueza se eleva, atingindo um ponto “ótimo”. A partir desse ponto, a produtividade do trabalho das crianças se torna menos necessária para a geração de renda das famílias e os chefes passam a demandarem menos trabalho dos filhos.

¹¹ Ponto de máximo (ou ponto de inflexão) de demanda por trabalho infantil, parábola com concavidade voltada para baixo (“U” invertido).

¹² Ocorre uma maior inserção de crianças no mercado de trabalho mesmo quando a renda dos pais é alta, ou seja, há uma relação positiva entre renda familiar e oferta de trabalho infantil.

desenvolvidas, a exemplo da região Nordeste, onde a agricultura é de subsistência e de baixo uso de tecnologias.

Por meio do uso de dados do Censo Agropecuário Brasileiro de 2006, Garcias *et al.* (2016) avaliaram os efeitos da interação entre Pronaf e Bolsa Família na produtividade da terra, renda por trabalhador e trabalho infantil em municípios com maior incidência de estabelecimentos agrários beneficiados pelos programas. Os autores encontraram evidências de efeitos positivos de sinergia entre os dois programas sobre produtividade da terra e renda por trabalhador doméstico nos estabelecimentos. No entanto, chama a atenção a evidência de que o Pronaf está, pelo menos, positivamente correlacionado com o trabalho infantil em estabelecimentos agrícolas, o que pode implicar em menos horas de lazer e educação para as crianças.

A escolha intertemporal dos pais entre trabalho e lazer das crianças é usada como mecanismo de redução da pobreza das famílias. Fan (2011) analisa o papel das preferências dos pais na decisão de enviar os filhos para o mercado de trabalho. Quanto maior o gosto dos pais pelo lazer das crianças, mais forte o efeito renda e menos provável o envio para o mercado de trabalho. Quando o efeito substituição se sobrepõe ao efeito renda, a decisão dos pais quanto ao trabalho infantil é evidente, reduzindo o tempo destinado a lazer e a educação. Pelo efeito substituição, os pais ao se tornarem mais ricos demandam mais trabalho infantil nas atividades agrícolas reduzindo o tempo destinado à escola, o que gera efeito negativo na educação. Via efeito renda, a maior riqueza fará com que os pais demandem menos o trabalho das crianças destinando a maior parte do tempo para a escola e o lazer.

Os efeitos renda e substituição dos diferentes componentes da renda familiar para os municípios brasileiros são diferenciados a partir da margem de escolha das famílias. Soares *et al.* (2012) estimam um modelo estrutural de decisões domésticas em relação ao trabalho infantil e escolaridade. Nesse modelo, as famílias podem escolher entre três alocações alternativas do tempo das crianças: se a criança trabalha exclusivamente, se trabalha e vai à escola, e se ela apenas estuda. Com a finalidade de determinar a incidência do trabalho infantil no Brasil, foram analisados os efeitos de choques agrícolas para a atividade econômica local (produção de café e produção agrícola global) como forma de distinguir entre o impacto de aumentos na riqueza familiar (efeito renda) e no custo de oportunidade do tempo das crianças (efeito de substituição). Controlado pelo nível de salário hora, estabilidade no emprego do chefe da família, outras fontes de renda e infraestrutura doméstica, é encontrada uma menor ocorrência de trabalho infantil e maior frequência escolar. Por outro lado, o aumento da demanda de mão de obra devido a choques na atividade econômica local aumenta

o custo de oportunidade do tempo das crianças, aumentando a incidência de trabalho infantil e reduzindo a frequência escolar.

Fan (2011) desenvolve um modelo de trabalho infantil incorporando o lazer, trabalho, educação e as restrições de subsistência do agregado familiar, mostrando que quando a taxa de salário dos adultos é baixa, de modo que uma família típica enfrente uma restrição de subsistência no consumo, a renda dos pais é o principal determinante do trabalho infantil. Nesse caso, o “axioma do luxo”¹³ é restrito e o tempo de trabalho das crianças diminui à medida que a renda dos pais aumenta. Por outro lado, quando a taxa de salário dos adultos é relativamente alta, a substituíbilidade entre trabalho infantil e trabalho adulto pode ser muito mais importante do que a renda dos pais para a participação do mercado de trabalho infantil. Assim, esta análise fornece uma explicação para “o paradoxo da riqueza” à luz do axioma de luxo e do axioma da substituição.

Além dos trabalhos que usam o tamanho da propriedade e do acesso ao crédito, Cardoso e Portela (2004) examinaram o impacto de programas de transferência de renda, como o programa de renda mínima e o Bolsa Escola, sobre o trabalho infantil e a frequência escolar entre crianças pobres de 10 a 15 anos no Brasil. De acordo com os dados do Censo 2000, foi visto que os programas de transferência de renda não tiveram efeito sobre o trabalho infantil, mas um impacto positivo e significativo na frequência escolar.

Pesquisas sobre o trabalho infantil mostram que a decisão dos pais ao alocar o tempo das crianças entre trabalho, lazer e estudo é usada como tentativa de redução da pobreza familiar. Basu e Van (1998) mostram que o modelo de tomada de decisão sobre o trabalho infantil e adulto pode resultar em dois equilíbrios no mercado de trabalho, com um equilíbrio em que as crianças trabalham e outro em que o salário adulto é alto e as crianças não trabalham. Quando a família recebe salários mais altos os pais preferem que seus filhos não trabalhem, do contrário, salários mais baixos farão com que os pais decidam usar mais a mão de obra infantil justificada pela sobrevivência familiar.

O acesso ao crédito, sobretudo, nas áreas rurais, se constitui em uma variável determinante para a análise do trabalho infantil. Dessa forma, é importante verificar os efeitos indiretos que a política pública de crédito do Pronaf, que se propõe estimular o desenvolvimento da atividade econômica, estaria causando sobre o bem-estar das crianças.

Diante dos estudos apresentados, pretendemos analisar o impacto na educação e no trabalho das crianças inseridas naqueles municípios que obtiveram aumento da riqueza pelo

¹³ O tempo de lazer e estudo das crianças é considerado um bem de luxo pelas famílias. À medida que a renda familiar se eleva os pais substituem o trabalho infantil por estudo e lazer.

uso do crédito *per capita* do Pronaf acima da média *per capita* nacional no meio rural brasileiro.

2.2.1 O Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF)

No ano de 1996 foi criado o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) e com ele várias ações governamentais diferenciadas nas áreas de comercialização, assistência técnica, investimentos, infraestrutura, capacitação e pesquisa. Dez anos depois, foi lançada a Lei 11.326/2006 que além de institucionalizar a categoria política “agricultura familiar”, definiu as diretrizes legais para a implementação de uma política nacional de apoio a tal grupo de produtores.

De acordo com os dados divulgados pelo IBGE em 2009, referentes às estatísticas do Censo Agropecuário de 2006, a agricultura familiar na economia brasileira corresponde a 84,4% dos estabelecimentos rurais do país, ocupando 24,3% da área total destinada à produção, o que representa 38% da renda bruta gerada no meio rural. Os indicadores do Censo Agropecuário de 2006 evidenciam que a agricultura familiar é um segmento importante do rural brasileiro, mas há necessidade de recortes particulares para captar suas especificidades, especialmente na região Nordeste onde está concentrada metade dos 4,3 milhões de produtores rurais enquadrados na Lei 11.326/2006.

Desse modo, com base nos critérios da mencionada Lei, foram considerados “familiares” todos os produtores que: i) não detivessem estabelecimentos com área maior que quatro módulos fiscais¹⁴; ii) utilizassem predominantemente a mão de obra da própria família nas atividades do seu estabelecimento ou empreendimento; iii) obtivessem a renda familiar predominantemente originada de atividades vinculadas ao próprio estabelecimento; e iv) dirigissem o estabelecimento em conjunto com sua família (DEL GROSSI; MARQUES, 2010; IBGE, 2009).

¹⁴ “Módulo fiscal é uma unidade de medida, em hectares, cujo valor é fixado pelo INCRA para cada município levando-se em conta: (a) o tipo de exploração predominante no município (hortifrutigranjeira, cultura permanente, cultura temporária, pecuária ou florestal); (b) a renda obtida no tipo de exploração predominante; (c) outras explorações existentes no município que, embora não predominantes, sejam expressivas em função da renda ou da área utilizada; (d) o conceito de “propriedade familiar”. A dimensão de um módulo fiscal varia de acordo com o município onde está localizada a propriedade. O valor do módulo fiscal no Brasil varia de 5 a 110 hectares” (EMBRAPA, 2020). Disponível em: <https://www.embrapa.br/codigo-florestal/area-de-reserva-legal-arl/modulo-fiscal>.

Por exclusão, os estabelecimentos não enquadrados nos critérios acima foram classificados como não familiares ou patronais. Em outros termos, eram estabelecimentos com mais de 4 módulos fiscais, tocados predominantemente por trabalhadores assalariados e dirigidos por administradores ou capatazes.

De acordo com as normas operacionais do crédito rural vigentes no Plano Safra 2006/2007, foram considerados produtores familiares Pronaf apenas os estabelecimentos enquadrados na Lei 11.326/2006. Estes, por seu turno, foram estratificados nos cinco grupos que formavam o público potencial do Pronaf em 2006, conforme os seguintes critérios apresentados no Quadro 1.

Quadro 1 - Classificação dos grupos do PRONAF a partir da Lei da Agricultura Familiar (Plano safra 2006/2007).

Grupo A	Agricultores familiares assentados pelo Programa Nacional de Reforma Agrária (PNRA), beneficiários do Programa Nacional de Crédito Fundiário (PNCF) e reassentados de áreas afetadas pela construção de barragens.
Grupo B	Agricultores familiares que obtivessem uma <i>renda bruta anual familiar</i> – com rebate ¹⁵ - de até R\$ 3.000,00, sendo no mínimo 30% dessa renda auferida através das atividades desenvolvidas no interior do estabelecimento agropecuário.
Grupo C	Agricultores familiares que obtivessem uma renda bruta anual familiar – com rebate - acima de R\$ 3.000,00 até R\$ 16.000,00, sendo pelo menos 60% dessa renda proveniente das atividades desenvolvidas no interior do estabelecimento agropecuário.
Grupo D	Agricultores familiares que obtivessem uma renda bruta anual familiar – com rebate - acima de R\$ 16.000,00 até R\$ 45.000,00, sendo pelo menos 70% desse rendimento proveniente das atividades desenvolvidas no interior do estabelecimento agropecuário, podendo, para tanto, ter até 2 empregados assalariados permanentes.
Grupo E	Agricultores familiares que obtivessem uma renda bruta anual familiar – com rebate - acima de R\$ 45.000,00 até R\$ 80.000,00, sendo pelo menos 80% desse rendimento proveniente das atividades desenvolvidas no interior do estabelecimento agropecuário, podendo, para tanto, ter até 2 empregados assalariados permanentes.

Fonte: Aquino (2018).

¹⁵ Define-se *renda bruta anual familiar* como sendo aquela proveniente de atividades agropecuárias e não-agropecuárias desenvolvidas no interior do estabelecimento e/ou fora dele por qualquer membro da família. No seu cálculo, contabiliza-se 100% das rendas não rurais, excluídos o valor dos benefícios sociais e os proventos previdenciários decorrentes das atividades rurais. Além disso, para efeito de enquadramento dos grupos (“B”, “C”, “D” e “E”), a norma do Conselho Monetário Nacional (CMN) que regulava as operações de crédito na safra 2006/2007 ainda determinava que a renda bruta familiar devia ser “rebatida” em algumas atividades específicas, ou seja, ter descontos, aproximando-se assim da renda líquida do empreendimento (DEL GROSSI, 2010).

Tipificados os grupos de produtores familiares Pronaf, os demais estabelecimentos familiares com rendimentos acima de R\$ 80 mil e mais de dois empregados permanentes foram considerados produtores familiares não Pronaf.

2.3 Metodologia

Este estudo visa estimar o impacto da política de crédito do Pronaf sobre a escolaridade e a participação no mercado de trabalho das crianças de 10 a 15 anos, investigando se existem evidências dos efeitos renda e substituição no Brasil rural.

2.3.1 O Modelo Logit Ordenado

À medida que a renda familiar cresce e a sua utilidade marginal diminui, a família começa a investir parte do tempo da criança na aquisição de educação e, a partir deste ponto, recursos familiares adicionais são dedicados inteiramente para investimentos no capital humano da criança, sendo um ponto de investigação da análise das transições.

O trabalho infantil e a escolaridade não são mutuamente exclusivos e a resposta das famílias às mudanças de renda pode variar com a riqueza. As famílias em suas tomadas de decisões podem escolher destinar o tempo das crianças apenas para o trabalho, dividi-lo entre trabalho e escolaridade ou apenas escolaridade.

Dada a variação da renda, se o ganho marginal de investimentos em capital humano é menor do que o valor marginal do trabalho infantil, então a criança trabalha e não vai à escola. Quando o valor marginal de uma unidade de tempo investida no capital humano é igual ao valor marginal de uma unidade de tempo destinada ao mercado de trabalho, o tempo da criança é dividido entre o trabalho e a escola. Sendo maior, o valor marginal de uma unidade de tempo investida em capital humano, a criança dedica todo seu tempo ao estudo.

Para mensurar o efeito das escolhas feitas pelas famílias/indivíduos dos municípios que obtiveram uma soma de crédito *per capita* acima da média *per capita* nacional sobre o trabalho infantil e as decisões de escolaridade, será utilizado um logit ordenado. A equação abaixo mostra a estrutura do modelo ordinal em que a variável latente y^* reflete a decisão ordenada das famílias sobre a educação das crianças partindo de uma condição desfavorável (onde ela só trabalha) para a condição de direito que é o acesso à educação. O agregado familiar daqueles municípios que obtiveram o crédito *per capita* acima da média enfrenta uma

escolha discreta com três opções possíveis em relação à criança: 0- só trabalha, 1- trabalha e estuda, e 2- só estuda. Para esta pesquisa ainda serão estimados os efeitos marginais.

$$y_i^* = Xi'\beta + \mu_i \quad (1)$$

As variáveis explicativas (vetor X) são compostas pelas covariáveis de renda como o Pronaf *per capita* (variável exógena e um indicador da atividade econômica) e a *renda per capita*, além das características das crianças, características dos chefes, estrutura familiar e pela dimensão de riqueza. Todas as observáveis serão explanadas na seção de dados.

2.3.2 O Propensity Score Matching (PSM)

Com o objetivo de avaliar os efeitos da política de crédito do Pronaf sobre a alocação do tempo das crianças, o presente estudo também utiliza o *Propensity Score Matching* (PSM). Baseado no vetor de características observáveis calcula-se a probabilidade de participação da política (nesse caso, o município receber o Pronaf acima da média nacional) para cada unidade do grupo de tratamento e do grupo de não tratados. O grupo de tratamento são as famílias/indivíduos que se localizam nos municípios que obtiveram o crédito *per capita* do Pronaf acima da média do país, enquanto a família será considerada como controle/contrafactual, caso esteja em um município que recebeu um montante de crédito abaixo da média.

De acordo com as hipóteses - seleção nos observáveis¹⁶ e sobreposição¹⁷ - cada indivíduo do grupo de tratamento teria um par no grupo dos não tratados que representa o resultado que ele teria obtido caso não fosse tratado, bem como requer que as características não observáveis não influenciem os resultados potenciais (MENEZES FILHO, 2017).

Diante de um grupo de tratamento composto pelos agricultores familiares dos municípios beneficiados pelo crédito do Pronaf *per capita* acima da média e de um grupo de controle formado pelos produtores dos municípios que obtiveram o crédito abaixo da média, controlados pelas variáveis observáveis, podemos mensurar o impacto através da diferença

¹⁶ O conjunto de variáveis observáveis (X_i) contém todas as informações sobre o resultado potencial na ausência de tratamento ($Y_i(0)$) e sobre o resultado potencial sob o tratamento ($Y_i(1)$) que o indivíduo possui ao tomar a decisão de participar ou não do tratamento. As variáveis ($Y_i(0)$) e ($Y_i(1)$) tornam-se independentes da variável binária que representa o tratamento ao serem controladas pelo vetor (X_i).

¹⁷ Visa garantir que as características dos tratados sejam representadas no grupo de controle e vice-versa.

observada entre os grupos. Inicialmente o efeito da política de crédito será estimado conforme expresso na equação (2).

$$Y_i = \beta_0 + \gamma D + \beta_1 X_i + \mu_i \quad (2)$$

Em que Y_i é o resultado educacional das crianças (representado pela frequência escolar); D_i é uma variável *dummy* que indica se os indivíduos/famílias estão no município que recebeu ou não o crédito do Pronaf acima da média nacional em 2010 ($D_i = 1$ representando um membro do grupo de tratamento, e $D_i = 0$ representando um membro do grupo de controle); X_i o conjunto de covariáveis; β_0 e β_1 são os parâmetros a serem estimados; μ_i é o termo do erro aleatório; e γ mede o impacto do “tratamento” da família i . Também será estimado o efeito da política de crédito do Pronaf sobre a participação do trabalho infantil no meio rural brasileiro.

De acordo com Dantas e Tannuri-Pianto (2013), os modelos em que a designação ao tratamento não é randomizada são conhecidos como modelos não-experimentais. Para isso, outras hipóteses auxiliares são necessárias para garantir a estimação da relação casual. A hipótese de independência condicionada (HIC) assume que os potenciais resultados são independentes da variável binária de tratamento ao se condicionar as variáveis observáveis, X_i . Além disso, assume-se que fatores não observáveis não são fontes de viés.

Dessa forma, condicionando às variáveis observáveis, X_i , e assumindo a hipótese de independência condicional (HIC), isto é, dado o controle de um conjunto de variáveis observadas (X_i) que não são afetadas pelo tratamento, os resultados potenciais são independentes do tratamento atribuído, representando o efeito da política:

$$E[Y_i|X_i, D = 1] - E[Y_i|X_i, D = 0] = E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i] \quad (3)$$

Será usado o *Propensity Score Matching (PSM)* para realizar o pareamento entre os grupos de tratamento e controle. Mostrado por Rosenbaum e Rubin (1993), o *PSM* reduz o número de variáveis do vetor X_i a um único escalar, o escore de propensão $P(X_i)$, que é definido como a probabilidade condicional da família/indivíduo receber o tratamento dado suas características observáveis X_i . Dessa forma:

$$P(X_i) \equiv E[D_i|X_i] = P[D_i = 1|X_i] \quad (4)$$

Para a estimação do efeito causal da política em estudo é necessário apenas comparar

as unidades do grupo de indivíduos que fizeram uso do crédito do Pronaf em 2010 abaixo da média nacional (controle) e que apresentam a mesma probabilidade de recebimento do tratamento e do grupo de indivíduos considerados tratados. Angrist e Pischke (2008) apontam que a estimação por escore de propensão se dá em dois passos: primeiro estima-se $P(X_i)$ com algum modelo paramétrico, como *probit* ou *logit*. Em seguida, estima-se o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) a partir da probabilidade encontrada no primeiro passo.

Por meio da diferença média da variável de impacto dos pares (tratados e controle), obtém-se o ATT, uma estimativa do efeito do programa com a redução do viés de seleção por controle das variáveis observáveis. Smith e Todd (2005) apontam que o estimador típico do pareamento por escore de propensão tem a seguinte forma:

$$ATT_{PSM} = \frac{1}{N_T} [\sum_{i \in T} Y_{1,i} - \sum_{j \in C} \omega(i, j) Y_{0,j}] \quad (5)$$

Em que N_T é o número de famílias/indivíduos tratados pertencentes à região de suporte comum¹⁸ e $\omega(i, j)$ é o peso¹⁹ utilizado para agregar o resultado potencial dos indivíduos do grupo de controle e depende do escore de propensão do participante i , $P(X_i)$ e do escore de propensão do não-participante j , $P(X_j)$.

2.3.3 Análise de sensibilidade

A existência de fatores/variáveis não observáveis que afetam tanto o grupo de tratamento quanto a variável de resultado pode promover estimadores do efeito médio do tratamento não consistentes. A omissão de uma variável importante provocaria um viés no pareamento, não havendo como mensurá-lo. Portanto, a literatura tem utilizado análises de sensibilidade²⁰ para medir a robustez dos resultados. Para esse fim, foi aplicado nesse artigo o método proposto por Ichino *et al.* (2008). Rosenbaum e Rubin (1983) sugerem que a HIC deve ser assegurada dada uma variável binária não observada U e as observadas (X). Caliendo e Kopeinig (2008) mostram que ao encontrar U com base nas variáveis existentes, é possível avaliar a robustez das estimativas no que diz respeito aos desvios de heterogeneidade não

¹⁸ Esta condição requer que existam unidades de ambos os grupos, tratados e de controle, para cada característica (X_i) para a qual se deseja comparar, onde: $0 < P(d_i = 1|X_i) < 1$.

¹⁹ Para ponderação dos pesos serão usados os métodos: *Nearest Neighbour Matching (NN)*, *Radius e Kernel*.

²⁰ Considera-se que não há independência condicional entre a variável de resultado e o tratamento, condicional às variáveis observadas (X_i).

observados (ausência de suporte comum). Sendo o U observado, o ATT pode ser mensurado²¹. Os resultados potenciais binários Y_0, Y_1 , para uma determinada unidade, é igual a um dos dois resultados potenciais dependendo da atribuição do tratamento.

$$Y = D.Y_1 + (1 - D).Y_0 \quad (6)$$

A distribuição das variáveis não observadas U é caracterizada pela escolha de quatro parâmetros da equação (7). Considerando os valores dos parâmetros P_{ij} , um valor de U é atribuído para cada indivíduo/família, supondo que pertença a alguma das quatro categorias (dada as combinações de ij), U é tido como mais uma variável observada usada para estimar o score de propensão e no cálculo dos ATTs do *PSM*. (NANNICINI, 2007). Usando os valores dos parâmetros de sensibilidade²², a estimação é repetida n vezes (nessa análise, 100) e uma estimativa do ATT é obtida como uma média dos ATTs sobre a distribuição de U .

$$P_{ij} = \Pr(U = 1 | D = i, Y = j) = \Pr(U = 1 | D = i, Y = j, X) \quad (7)$$

Em que $i, j \in \{0,1\}$ ²³, dada a probabilidade que $U = 1$ para cada um dos quatro grupos definido pela categoria do tratamento e do resultado. Os efeitos de U foram estimados pelo programa *sensatt*²⁴. Foram atribuídos valores p_{ij} utilizados para simular a variável confounder binária²⁵ (U) para cada caso. Γ são razões de chances, para os não tratados, da variável de interesse (outcome) considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X). Λ representa as razões de chances do tratamento (T).

²¹ Quando U é observado, o resultado dos controles pode ser usado com credibilidade para estimar o resultado contrafactual do tratado. Dado que: $E(Y_0 | D = 1, X, U) = E(Y_0 | D = 0, X, U)$. Ver Nannicini, 2007.

²² Para qualquer configuração dada dos parâmetros p_{ij} , a análise de sensibilidade recupera uma estimativa pontual do ATT que é robusta para a falha da HIC.

²³ Sendo $P_{11} > P_{10}$ e $P_{01} > P_{00}$.

²⁴ Ver Nannicini, 2007 e Ver Santos e Jacinto, 2017.

²⁵ Simulando U sob as suposições de que $d = (P_{01} - P_{00}) > 0$ e $s = (P_1 - P_0) > 0$, sendo o efeito seleção ($\Gamma > 1$) e maior que o efeito resultado ($\Lambda > 1$). Ver Ichino, 2006.

2.4 Base de Dados e Estatísticas Descritivas

Os dados foram obtidos a partir do Censo Demográfico de 2010 oriundo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O recorte foi feito com crianças de 10 a 15 anos que residem na zona rural brasileira.

As escolhas das famílias dos municípios tratados acerca das decisões entre trabalho infantil e/ou escolaridade, estimadas pelo logit, representam uma ordem de transição da condição das crianças caracterizadas como não favorável, quando a criança só trabalha até a mais vantajosa quando ela apenas estuda. Para a mensuração dos efeitos marginais, as famílias enfrentam uma escolha discreta com três opções possíveis em relação à criança: 0- só trabalha; 1- trabalha e estuda; 2- só estuda.

Em relação ao *PSM* (segundo método que será estimado para dar mais robustez aos resultados) a variável resposta que mensurará o resultado educacional será a frequência escolar medida pela *dummy* ($D_i = 1$) se a criança estuda e ($D_i = 0$) se ela não estuda, independente de já ter frequentado a escola ou se nunca frequentou. Será feita ainda outra estimação, tendo como variável resposta se a criança trabalha, mensurada pela *dummy* ($D_i = 1$) e se ela não trabalha representada por ($D_i = 0$).

Serão utilizadas características tanto da criança como do responsável (chefe) como variáveis de controle das famílias correspondente aos municípios investigados. As informações das crianças são referentes ao sexo, idade, raça, região e números de irmãos. Para as características dos responsáveis utiliza-se as variáveis: sexo, idade, nível de instrução. As variáveis que mensuram a riqueza das famílias são as aposentadorias rurais, programa bolsa família, a renda do não trabalho e o uso por parte das famílias de outros benefícios sociais.

Os dados do crédito do Pronaf para o ano de 2010 foram obtidos através do Banco Central do Brasil (BACEN)²⁶. A variável Pronaf *per capita* média representa o volume de crédito total (agricultura e pecuária) obtido por município em relação a sua população rural. No estudo, o acesso ao crédito representa a variável de renda.

Mesmo não podendo identificar quais famílias exatamente obtiverem o crédito acima da média nacional, a decisão do uso do crédito *per capita* revela-se por existir um efeito direto nas famílias pertencentes aos municípios que utilizaram o crédito acima da média, com mais riqueza os pais podem destinar mais tempo das crianças a escola, ou podem dispor-se parte do tempo do filho ao trabalho, visto que possuindo mais crédito este poderá ser investido no setor

²⁶ Como estamos usando microdados do Censo Demográfico 2010 e dados por municípios para o Pronaf, optamos por trabalhar com a variável crédito *per capita medida* em log.

produtivo, por exemplo, e elevar a demanda por trabalho naquela localidade, tendo como consequência o aumento do uso de mão de obra infantil na própria família. Além desse efeito direto, existe o efeito indireto, pois mesmo que algumas famílias consideradas tratadas não tenham percebido um volume expressivo, o fato do município ter recebido um volume maior de riqueza poderá gerar mais oportunidades no meio rural (aumento de produção), ampliando a demanda por trabalho e influenciando na alocação do tempo das crianças, e alguns pais poderão destinar maior parte desse tempo para o trabalho infantil. Em outras palavras, o custo de oportunidade de deixar o filho somente na escola é maior para as famílias residentes em municípios que receberam volumes acima da média de recursos do Pronaf, mesmo que a família específica não tenha recebido.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas. Em geral as crianças que residem na zona rural 52% são do sexo masculino, 34% são brancas e a média de idade é de 12,5 anos. A maior parte das crianças estudam e, 5,81% trabalham²⁷.

Tabela 1- Estatísticas Descritivas do Brasil Rural 2010

Variáveis	Média	Desvio padrão	Min	Max
Característica das crianças				
Sexo	0,5216	0,4995	0	1
Raça	0,3401	0,4737	0	1
Idade	12,5087	1,7154	10	15
Estuda	0,9534	0,2105	0	1
Trabalha	0,0581	0,2341	0	1
Horas de trabalho	3,9190	10,4241	0	44
Características do chefe				
Sexo	0,7474	0,4344	0	1
Raça	0,3272	0,4692	0	1
Idade	43,04	8,8767	25	65
Estuda	0,0545	0,2271	0	1
Trabalha	0,6040	0,4890	0	1
Horas de trabalho	30,52	15,5934	1	44
Outras características				
Aposentado	0,1089	0,3116	0	1
Bolsa família/PETI	0,1964	0,3973	0	1
Norte	0,1301	0,3365	0	1
Nordeste	0,4959	0,4998	0	1
Sudeste	0,1806	0,3847	0	1
Sul	0,1465	0,3536	0	1
Centro Oeste	0,0466	0,2108	0	1
Pronaf	0,2515	0,4338	0	1

Observações: 539.775,00

Fonte: Censo Demográfico de 2010 e BACEN (2010).

²⁷ Dada a proporção de crianças que trabalham os resultados do trabalho devem ser investigados com cautela.

No campo, 74% dos chefes de família são do sexo masculino, em média tem 43 anos de idade, trabalham 39 horas semanais e 32% são brancos. Deste, 11% possuem aposentadoria e 19,64% estão inseridos em programas sociais e 25% dos indivíduos se encontram em municípios que receberam o Pronaf acima da média.

2.5 Resultados

2.5.1 Logit ordenado²⁸

A variável dependente assume três valores, a saber: 0, se a criança não frequentou à escola e trabalhou em qualquer momento durante o ano de 2010; 1, se a criança trabalhou e foi para a escola, simultaneamente; 2 se a criança frequentou a escola e não trabalhou durante o ano anterior. Foram estimados três modelos²⁹ a partir de duas transições. No logit, a primeira transição representa a comparação da condição da criança entre trabalhar (pior situação) em relação a condição trabalho/estudo (intermediário), enquanto a segunda transição compara a condição trabalho/estudo com a melhor condição em que a criança só estuda (melhor situação). Em outras palavras, a primeira transição representa uma escolha inferior, dadas as opções disponíveis (a criança sempre trabalha), ao passo que a segunda transição é uma escolha superior, onde a criança sempre estuda.

Na Tabela 2³⁰ são verificados os efeitos das variáveis explicativas sobre a probabilidade da criança trabalhar em comparação com ir para a escola/trabalhar (colunas 1, 3, e 5), e sobre a probabilidade de ir à escola/trabalhar em relação a ir à escola (colunas 2, 4, e 6). Portanto, um coeficiente positivo e significativo na primeira transição significa que aumentos na variável independente estão associados, para famílias que estão dentro dessa margem de escolha, a uma maior probabilidade de que a criança trabalhe e estude em vez de apenas trabalhar. Já a segunda transição representa uma maior probabilidade de que a criança só estude ao invés de trabalhar/estudar.

²⁸ Foi estimado o modelo ologit, em seguida realizado o teste de Brant no qual se rejeitou H_0 (existência de relações paralelas), mostrando que os pressupostos do modelo logit ordenado são violados. Logo após, estimamos o gologit2 e o teste de suposição de linhas paralelas foram significantes. Dessa forma, o modelo logit ordenado generalizado oferece melhor ajuste.

²⁹ O modelo 1 é composto pela variável Pronaf *per capita* e renda *per capita*, juntamente com as características das crianças, dos chefes e a estrutura familiar. No modelo 2 são adicionadas as variáveis de riqueza; e, no modelo 3 são incluídas as *dummies* das regiões.

³⁰ Os resultados com todas as covariáveis podem ser solicitados junto aos autores.

Observando os resultados especificamente, é possível verificar para a segunda equação de transição do modelo 1, que as famílias localizadas em municípios que receberam um maior volume de crédito apresentam uma menor probabilidade de enviarem seus filhos apenas para a escola em contrapartida a da escolha entre trabalho/estudo. Os resultados são mantidos quando controlados pelas características das crianças, dos pais e pela estrutura familiar, mostrando que pequenas variações na renda têm impacto na tomada de decisão das famílias em destinar boa parte do tempo das crianças ao trabalho, dando indícios de uma predominância do efeito substituição. É verificado ainda que crianças de até nove anos e aquelas com um núcleo familiar maior, tem maior probabilidade de trabalhar do que frequentar a escola.

O mesmo resultado é visto para o modelo 2, onde famílias pertencentes aos municípios beneficiados com o crédito acima da média também aumenta a probabilidade da criança trabalhar e estudar, em contraponto ao fato da criança apenas estudar. Para as variáveis de controle, um chefe de família homem e com maior nível de instrução reduz a probabilidade de inserir a criança na atividade laboral. Crianças do sexo masculino e mais velhas são propensas a trabalhar/estudar, reforçando ideia de que os recursos do Pronaf aumentam o custo de oportunidade da educação para o meio rural, e esse custo é percebido com maior intensidade por indivíduos do sexo masculino.

Para o modelo 3, o uso do Pronaf aumenta a probabilidade da criança trabalhar ao invés de trabalhar/estudar (1ª transição), e reduz as chances da criança só estudar em relação a dispendar horas com estudo e trabalho (2ª transição). Esses resultados corroboram com os modelos anteriores e são mais intensos nas regiões Norte e Nordeste. Por serem regiões mais pobres e historicamente castigadas por secas, o custo de oportunidade da inserção dos recursos do Pronaf pode ser percebido como algo temporário e, dessa forma, os indivíduos querem aproveitar ao máximo sua utilização substituindo escola por trabalho.

Dados esses resultados iniciais, foram calculados os efeitos marginais para os mesmos modelos apresentados na Tabela 2. Os resultados estão dispostos na Tabela 3. Nos modelos 1 e 2 as famílias que percebem crédito acima média tendem em suas decisões a elevar o tempo da criança entre trabalho/estudo, e a reduzir as possibilidades de só trabalhar e estudar. O modelo 3 que corresponde a estimação com dummies das regiões acrescida as características das crianças, dos chefes e covariadas de riqueza, apresentam evidencias que o uso do Pronaf *per capita* acima da média nacional aumenta em 0,06 pontos percentuais a probabilidade da criança trabalhar. Esse efeito eleva a probabilidade da criança trabalhar e estudar em 0,68 pontos percentuais e reduz as chances da criança estudar em 0,75 pontos percentuais.

Com relação a renda *per capita* das famílias, um aumento de cem por cento no valor da renda leva a um crescimento de 0,2 pontos percentuais na proporção das crianças que trabalham, a um acréscimo de 2 pontos percentuais na faixa das crianças que trabalham e estudam, e uma redução de 2,6 pontos percentuais na proporção de crianças que vão apenas para a escola. Crianças do sexo masculino, mais velhas e residentes nas regiões Norte e Nordeste, possuem maiores chances de trabalhar e trabalhar/estudar. Os estudos de Mesquita e Lima (2019), Emerson e Souza (2005) evidenciam que a maior idade aumenta o trabalho infantil, em virtude das melhores oportunidades de emprego e de remuneração, elevando o custo de oportunidade da dedicação exclusiva da criança à educação. Em relação ao gênero da criança, meninos são mais vulneráveis à inserção precoce no mercado de trabalho. Em geral, a força de trabalho dos meninos é mais atrativa, principalmente por tratar-se de atividades que quase sempre envolvem força física e até riscos. (MESQUITA E LIMA, 2019)

Famílias cujo chefe são do sexo masculino e com maior nível de instrução tendem a destinar menos horas ao trabalho e na divisão entre trabalho/escolaridade, elevando as chances da criança apenas estudar. Foi verificado em Mesquita e Souza (2018), que as crianças residentes em lares biparental, sendo o pai responsável pelo domicílio, têm menor possibilidade de trabalhar. Por outro lado, quanto maior a idade dos chefes e quanto maior o número de pessoas por famílias menores são as chances das crianças somente estudarem.

De modo geral, as respostas dos chefes inseridos nos municípios tratados às mudanças na renda e na riqueza mostram que o uso do crédito acima da média, controlado pelas características das famílias, pelas variáveis de riqueza e distribuição espacial por regiões, evidencia o efeito substituição, levando a maior incidência de trabalho infantil.

Os resultados corroboram com os efeitos encontrados por Soares et al. (2012), que condicionada a riqueza doméstica e características socioeconômicas, o acréscimo na demanda de trabalho devido a choques à economia dos municípios aumenta o custo de oportunidade do tempo das crianças, aumentando, portanto, o trabalho infantil e a redução da frequência escolar.

A produtividade marginal do trabalho tende a aumentar com o maior volume de crédito rural, o que possibilita incrementos na produção e no emprego e, com isso, o custo de oportunidade de manter a criança fora do mercado de trabalho é elevado. O acréscimo da riqueza familiar atrelado a uma atividade produtiva eleva o custo de oportunidade das horas de não trabalho da criança evidenciando uma relação direta entre crédito e trabalho infantil no meio rural, fazendo com que o efeito substituição seja maior que o efeito renda.

Tabela 2 – Logit ordenado sobre a alocação entre trabalho infantil e escolaridade nos municípios brasileiros, 2010.

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Trabalha/trabalha e estuda (1)	Trabalha e estuda/estuda (2)	Trabalha/trabalha e estuda (3)	Trabalha e estuda/estuda (4)	Trabalha/trabalha e estuda (5)	Trabalha e estuda/estuda (6)
Pronaf <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	-0,0004 (0,038)	-0,230*** (0,014)	0,028 (0,076)	-0,140*** (0,029)	-0,224** (0,088)	-0,264*** (0,036)
Renda <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	-0,767*** (0,019)	-0,720*** (0,008)	-0,842*** (0,042)	-0,844*** (0,017)	-0,875*** (0,043)	-0,876*** (0,017)
Características das crianças						
Sexo	-1,013*** (0,036)	-0,721*** (0,012)	-1,063*** (0,068)	-0,781*** (0,024)	-1,047 *** (0,067)	-0,784*** (0,024)
Raça	0,179*** (0,043)	0,044*** (0,017)	0,134* (0,080)	0,060* (0,031)	0,077 (0,078)	0,055* (0,023)
Idade	-0,512*** (0,011)	-0,389*** (0,004)	-0,507*** (0,021)	-0,392*** (0,007)	-0,504*** (0,021)	-0,392*** (0,007)
Características do chefe						
Idade	-0,022*** (0,002)	-0,0167*** (0,0008)	-0,027*** (0,004)	-0,016*** (0,001)	-0,025*** (0,004)	-0,015*** (0,001)
Nível de instrução	0,675*** (0,039)	0,521*** (0,012)	0,639*** (0,078)	0,480*** (0,025)	0,635*** (0,078)	0,487*** (0,025)
Sexo	0,393*** (0,039)	0,475*** (0,016)	0,433*** (0,070)	0,361*** (0,028)	0,436*** (0,069)	0,357*** (0,028)
Estrutura familiar	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Variáveis de riqueza	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Constante	20,69*** (0,259)	16,69*** (0,100)	20,51*** (0,568)	16,88*** (0,217)	20,74*** (0,588)	17,46*** (0,224)
OBS	518.909		159.488		159.488	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do Censo Demográfico de 2010 e dados do PRONAF (BACEN, 2010).

Nota: Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%

Tabela 3 - Efeitos marginais da escolha sobre trabalho infantil e escolaridade nos municípios brasileiros, 2010.

Variáveis	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Trabalha	Trabalha e estuda	Estuda	Trabalha	Trabalha e estuda	Estuda	Trabalha	Trabalha e estuda	Estuda
Pronaf	-0,000 (0,000)	0,007*** (0,000)	-0,007*** (0,000)	-0,000 (0,000)	0,004*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,006 *** (0,001)	-0,007*** (0,001)
Renda per capita(ln)	0,002*** (0,000)	0,018** (0,000)	-0,021*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,019*** (0,000)	-0,022*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,020*** (0,000)	-0,026*** (0,000)
Características das crianças									
Sexo	0,003*** (0,000)	0,017*** (0,000)	-0,021*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,017*** (0,000)	-0,020*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,017*** (0,000)	-0,020*** (0,000)
Raça	-0,0005*** (0,000)	-0,0007 (0,000)	0,001*** (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,001 (0,000)	0,001* (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,001* (0,000)
Idade	0,001*** (0,000)	0,009*** (0,000)	-0,011*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,008*** (0,000)	-0,010*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,008*** (0,000)	-0,010*** (0,000)
Características do chefe									
Idade	0,00007*** (0,000)	0,0004*** (0,000)	-0,0004*** (0,000)	0,00007*** (0,000)	0,00003*** (0,000)	-0,0004*** (0,000)	0,00007*** (0,000)	0,0003*** (0,000)	-0,0003*** (0,000)
Nível de instrução	-0,0021*** (0,000)	-0,013*** (0,000)	0,015*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,011*** (0,000)	0,013*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,010*** (0,000)	0,012*** (0,000)
Sexo	-0,001*** (0,000)	-0,014*** (0,000)	0,016*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,007*** (0,000)	0,009*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,007*** (0,000)	0,009*** (0,000)
Estrutura familiar	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Variáveis de riqueza	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
OBS		518.909			159.488			159.488	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do Censo Demográfico de 2010 e dados do PRONAF (BACEN, 2010).

Nota: Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%

2.5.2 O Propensity Score Matching (PSM)

As estatísticas descritivas para os grupos de tratamento e de controle estão dispostas na Tabela 4. Para as crianças que residem na zona rural, 52% são do sexo masculino, tanto para o grupo de tratamento quanto para o grupo de controle. Observa-se que 57% dos tratados são brancos enquanto esse percentual é de 26% para o grupo de controle potencial, antes da realização do pareamento. A média de idade é de 12 anos, é verificado que a maior parte das crianças estudam para ambos os grupos e, 5% e 3,5 % das crianças que trabalham estão nos grupos de tratamento e de controle, respectivamente.

Tabela 4- Estatísticas Descritivas no Brasil rural.

Variáveis	Antes do pareamento (médias)		Após o pareamento (médias)		
	Tratamento	Controle	Tratamento	Controle	Diferença
Renda per capita (ln)	9,939	9,149	9,925	9,913	-0,288
Característica das crianças					
Sexo	0,52	0,52	0,53	0,53	0,01
Raça	0,57	0,26	0,53	0,53	0,00
Idade	12	12	12	12	0,03**
Estuda	0,96	0,95			
Trabalha	0,09	0,05			
Horas de trabalho	5,18	3,49			
Características do chefe					
Sexo	0,82	0,72	0,53	0,52	0,01**
Raça	0,56	0,24	0,56	0,51	0,00
Idade	43	43	45	45	0,00****
Trabalha	0,76	0,55	0,48	0,45	0,03****
Horas de trabalho	38	28	26	24	1,7****
Outras características					
Aposentado	0,099	0,11	0,43	0,43	0,004
Bolsa família/PETI	0,099	0,228	0,44	0,44	-0,006
Norte	0,084	0,145	0,093	0,081	0,012****
Nordeste	0,070	0,638	0,106	0,114	-0,008****
Sudeste	0,297	0,141			
Sul	0,468	0,038	0,483	0,478	0,005
Centro Oeste	0,078	0,035	0,065	0,071	-0,006****
Municípios	2860	2741	2877	2846	
Observações	135.756	404.019	31.063	135.596	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do Censo Demográfico de 2010 e dados do PRONAF (BACEN, 2010).

Nota: Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%

Os chefes de família em sua maioria são do sexo masculino para os dois grupos, em média tem 43 anos de idade, 56% pertencentes ao grupo de tratamento são brancos contra 24% considerados como grupo de controle.

Foi realizado o teste de diferença de médias (teste t) das variáveis observadas após o pareamento, sendo os resultados apresentados na Tabela 4 (após o pareamento). A hipótese nula é que não há diferença entre as médias dos tratados e do grupo de controle. Os resultados não rejeitam a hipótese nula, portanto, tratados e controles teriam médias iguais.

No *PSM*, a variável resposta Y_i é o resultado educacional das crianças (representado pela frequência escolar); D_i é uma variável *dummy* que indica se os indivíduos/famílias estão no município que recebeu ou não o crédito do Pronaf acima da média nacional em 2010 ($D_i = 1$ representando um membro do grupo de tratamento, e $D_i = 0$ representando um membro do grupo de controle). Além disso será estimado³¹ o efeito da política de crédito sobre a participação do trabalho infantil no meio rural brasileiro, tem como recorte as crianças de 10 a 15 anos.

Na Tabela 5, que apresenta a probabilidade de participação no PRONAF (*logit*), foi verificado que quando o responsável pela família é do sexo masculino as chances de auferir o crédito se elevam, geralmente são os detentores da propriedade e, possivelmente usam seus estabelecimentos como garantia na tomada de crédito. Foi observado que quanto maior for o nível de instrução dos chefes de família, menor a probabilidade do uso do crédito, inferindo que pessoas com maior escolaridade tendem a ter rendimentos mais elevados. As famílias localizadas na região Nordeste têm suas chances reduzidas de auferir valores do Pronaf acima da média. Já os produtores da região Sul possuem elevadas chances de obter a linha de crédito. Em termos regionais, fica evidente a elevada concentração do volume de crédito na Região Sul do País. Mattei (2014), explica a concentração dos créditos nesta região pela maior presença de estabelecimentos rurais de agricultores familiares já consolidados, grande parte deles ligados as agroindústrias de suínos, aves, fumo e leite. A renda do não trabalho e o bolsa família tendem a reduzir a demanda por crédito. É verificado por Souza et al (2019), que os rendimentos não oriundos do trabalho tendem a aumentar o salário reserva e a restrição orçamentária das famílias, o que reduz a necessidade de procurar outras fontes de renda.

³¹ Para estimar o efeito tratamento utilizou-se os métodos: i) *Nearest Neighbour Matching (NN)* (com reposição - com e sem *caliper* de 0,1%), ii) *Nearest Neighbour Matching (NN)* (sem substituição, com e sem *caliper* de 0,1); iii) *Radius* e o iv) *Kernel*.

Tabela 5 - Modelo logit de probabilidade de participação no PRONAF no Brasil rural.

Variáveis	Brasil Rural	SD
Renda <i>per capita</i> (ln)	0,133***	(0,012)
Características das crianças		
Sexo	-0,005	(0,016)
Raça	0,138***	(0,022)
Idade	-0,004	(0,004)
Características do chefe de família		
Idade	-0,004***	(0,001)
Nível de instrução	-0,138***	(0,016)
Sexo	0,307***	(0,020)
Raça	0,233***	(0,022)
Trabalha	0,060***	(0,023)
Horas de trabalho	0,003***	(0,000)
Estrutura familiar		
Irmãos de 0 a 5 anos	-0,023	(0,030)
Irmãos de 6 a 9 anos	-0,071**	(0,029)
Irmãos de 16 a 18 anos	0,003	(0,037)
Pessoas (mais de 60 anos)	0,002	(0,019)
Total de moradores	-0,066 ***	(0,004)
Variáveis de riqueza		
BF/PETI	-0,169***	(0,027)
Aposentadoria	0,086***	(0,026)
Renda do não trabalho (ln)	-0,152***	(0,013)
Nº de pessoas em programas sociais	-0,020*	(0,010)
Regiões		
Norte	-0,865***	(0,025)
Nordeste	-2,486***	(0,023)
Sul	1,862***	(0,023)
Centro Oeste	0,259***	(0,032)
Constante	-0,690***	(0,142)

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do Censo Demográfico de 2010 e dados do PRONAF (BACEN, 2010).

Nota: Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%

A Tabela 6 apresenta a estimativa do impacto do Pronaf sobre a frequência escolar e o trabalho das crianças por municípios rurais do Brasil, considerando os diferentes métodos de pareamento. A variável resultado educacional (estuda), foi significativa apenas para o método do vizinho mais próximo sem reposição e sem *caliper*, mostrando que famílias pertencentes aos municípios que obtém crédito acima da média nacional tende a elevar em 0,57% os níveis de escolaridade das crianças de 10 a 15 anos.

As estimativas apontam efeito negativo do Pronaf sobre o trabalho infantil. O impacto médio nos tratados (ATT) para a variável trabalho são significativos a 1% em todos os

métodos, o maior impacto é visto pelo método do *Kernel*, com 3,2 pontos percentuais maior do que o grupo de controle mostrando que pequenas variações na riqueza das famílias (via crédito) eleva a utilização de mão de obra infantil.

Tabela 6 - Efeito do PRONAF sobre o resultado educacional e o trabalho das crianças da área rural do Brasil.

Método	Estuda	Trabalha
NN (4) com reposição e caliper	0,000 (0,002)	0,029*** (0,002)
NN (4) com reposição e sem caliper	0,000 (0,002)	0,029*** (0,002)
NN (1) sem reposição e com caliper	-0,003 (0,002)	0,013*** (0,002)
NN (1) sem reposição e sem caliper	0,005*** (0,001)	0,032*** (0,002)
Radius	0,002 (0,002)	0,029*** (0,002)
Kernel	0,003 (0,002)	0,032*** (0,002)

Nota: Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do Censo Demográfico de 2010 e dados do PRONAF (BACEN, 2010).

O impacto do crédito do Pronaf nas decisões das famílias inseridas nos municípios que recebem o crédito do Pronaf acima da média nacional, entre trabalho e escolaridade evidencia a predominância do efeito substituição, onde pequenas variações na renda das famílias eleva o tempo das crianças destinado ao trabalho e/ou na divisão entre trabalho e escolaridade.

2.5.2.1 Análise de sensibilidade

As tabelas seguintes apresentam os resultados de relaxamento da HIC através da análise de sensibilidade proposta por Ichino *et al.* (2008) para o Brasil rural, em relação a escolaridade e trabalho infantil. O teste de sensibilidade visa encontrar variáveis que possam afetar o tratamento. As não observáveis são estimadas a partir de variáveis observadas e que sejam binárias sem, no entanto, ter perda de generalidade com o “confounder³²”, imitando as observáveis. Com “U” é possível avaliar a robustez das estimativas no que diz respeito aos desvios de heterogeneidade não observados. Para que o resultado seja considerado satisfatório, o ATT com o confounder deve manter o sinal e a significância.

³² Para qualquer configuração dada dos parâmetros pij, a análise de sensibilidade (U) recupera uma estimativa pontual do ATT que é robusta para a falha da HIC.

Os resultados apresentados nas Tabelas 7 e 8 evidenciam que qualquer fator não observado correlacionado com cada covariada utilizada na análise não seria suficiente para levar as estimativas do ATT a zero. Os *confounders* incluídos na análise causam pequenas ou nenhuma interferência nos ATTs estimados.

Tabela 7 - Análise de Sensibilidade de Ichino - Trabalho infantil – Brasil Rural

Trabalha	P ₁₁	P ₁₀	P ₀₁	P ₀₀	Γ	Λ	ATT	SE
No confounder	-	-	-	-	-	-	0,029***	0,002
NN (4) R e C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,554	2,325	0,029***	0,003
No confounder	-	-	-	-	-	-	0,029***	0,002
NN (4) R e s/C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,560	2,328	0,030***	0,003
No confounder	-	-	-	-	-	-	0,013***	0,002
NN (1) s/R e c/C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,561	2,337	0,030***	0,003
No confounder	-	-	-	-	-	-	0,032***	0,002
NN (1) s/R e s/C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,562	2,330	0,030***	0,003

Notas: As primeiras colunas apresentam os valores p_{ij} utilizados para simular a variável confounder binária (U) para cada caso. P₁₁ é a fração dos tratados e que apresentam efeitos esperados na variável resposta, P₁₀ a fração com resultados com efeito adverso, P₀₁ e P₀₀ representam tais relações para o contrafactual. Γ são razões de chances, para os não tratados, da variável de interesse (outcome) considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X). Λ representa as razões de chances do tratamento (T), considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X). Os ATT foram gerados com base no método dos vizinhos mais próximos, através da incorporação de U como covariada, e a estatística representa a média do efeito num processo repetido 100 vezes, em que SE é o erro-padrão. R= reposição, C = Calliper, s/R= sem reposição e s/C= sem calliper.

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do Censo Demográfico de 2010 e dados do PRONAF (BACEN, 2010).

É observado que os resultados são robustos, independentemente do método, sendo todos estatisticamente significativos a 1%. No caso do trabalho infantil, as estimativas dos ATTs estão bem aproximadas, a simulação de U evidencia que o efeito do tratamento sobre os tratados não é anulado. No caso do NN sem reposição e com calliper, o ATT da distribuição de U é de 3,0 o mais distante do ATT de 1,38 p.p., os demais mais bem próximos, corroborando que o uso do Pronaf eleva o tempo da criança destinado ao trabalho.

Pelos resultados de Λ , que representa as razões de chances do tratamento (T), foi evidenciado que existe efeito do Pronaf para aqueles que recebem acima da média, mostrando que o modelo foi bem especificado.

Para a escolaridade, as estimativas do ATT só foram significativas para o método sem reposição e sem *calliper*, com um pequeno distanciamento, nesse caso, há evidências de que o crédito tem impacto positivo sobre a educação das crianças.

Tabela 8 - Análise de sensibilidade de Ichino. Escolaridade, Brasil Rural.

Estuda	P ₁₁	P ₁₀	P ₀₁	P ₀₀	Γ	Λ	ATT	SE
No confounder	-	-	-	-	-	-	0,000	0,002
NN (4) R e C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,552	2,245	0,003	0,003
No confounder	-	-	-	-	-	-	0,000	0,002
NN (4) R e s/C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,553	2,239	0,003	0,003
No confounder	-	-	-	-	-	-	-0,003	0,002
NN (1) s/R e c/C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,559	2,252	0,003	0,001
No confounder	-	-	-	-	-	-	0,005***	0,001
NN (1) s/R e s/C	0,6	0,5	0,4	0,3	1,549	2,243	0,003	0,001

Notas: As primeiras colunas apresentam os valores p_{ij} utilizados para simular a variável confounder binária (U) para cada caso. P₁₁ é a fração dos tratados e que apresentam efeitos esperados na variável resposta, P₁₀ a fração com resultados com efeito adverso, P₀₁ e P₀₀ representam tais relações para o contrafactual. Γ são razões de chances, para os não tratados, da variável de interesse (outcome) considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X). Λ representa as razões de chances do tratamento (T), considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X). Os ATT foram gerados com base no método dos vizinhos mais próximos, através da incorporação de U como covariada, e a estatística representa a média do efeito num processo repetido 100 vezes em que SE é o erro-padrão. O comando para STATA utilizado foi o `sensatt`, proposto por Nannicini (2007). R= reposição, C = Calliper, s/R= sem reposição e s/C= sem calliper.

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do Censo Demográfico de 2010 e dados do PRONAF (BACEN, 2010).

Portanto, os resultados mostram a possibilidade de impacto do Pronaf nas decisões das famílias residentes nos municípios que receberam valores acima da média, entre trabalho e escolaridade em que o efeito substituição se sobrepõe ao efeito renda. Desse modo, pequenas alterações na renda das famílias são capazes de elevar o tempo destinado ao trabalho e/ou na divisão entre trabalho e escolaridade das crianças das áreas rurais brasileiras em virtude do aumento da oferta de trabalho possivelmente via aumento de produção, o que torna o custo de oportunidade mais elevado. As estimativas corroboram com os estudos de (Mesquita e Lima, 2019; Mendonça, 2018; Ely, 2017; Soares, 2012) onde o aumento da riqueza por parte das famílias eleva o custo de oportunidade do tempo das crianças e na tomada de decisão os pais escolhem alocar o maior tempo dos filhos para o trabalho infantil ou entre trabalho e escolaridade.

2.6 Considerações finais

O estudo buscou analisar o impacto do Pronaf sobre a escolaridade e a participação do trabalho das crianças (10 a 15 anos) da área rural do Brasil com base nos dados do Censo Demográfico (2010) e BACEN (2010), analisando o efeito das escolhas tomadas pelas famílias tratadas sobre o trabalho infantil e as decisões de escolaridade. Para o logit ordenado, a variável dependente assumiu três valores, a saber: 0, se a criança não frequentou à escola e trabalhou em qualquer momento durante o ano de 2010; 1, se a criança trabalhou e foi para a

escola, simultaneamente; 2 se a criança frequentou a escola e não trabalhou. A primeira transição representa a comparação da condição da criança entre trabalhar (pior situação) em relação a condição trabalho/estudo (intermediário), enquanto a segunda transição compara a condição trabalho/estudo com a melhor condição em que a criança só estuda (melhor situação). Em outras palavras, a primeira transição representa uma escolha inferior, dadas as opções disponíveis (a criança sempre trabalha), ao passo que a segunda transição é uma escolha superior, onde a criança sempre estuda. As condições das crianças representadas pelas duas equações de transição, revelam que a maior renda naqueles municípios via Pronaf aumenta a probabilidade da criança trabalhar ao invés de trabalhar/estudar, e, portanto, reduzindo as chances da criança apenas estudar.

Pelos efeitos marginais, é observado que as escolhas das famílias inseridas nos municípios que obtém o Pronaf acima da média (os tratados, mesmo que alguns deles não tenham percebido um valor expressivo, mas o fato do município ter recebido um volume maior de crédito poderá gerar mais oportunidades no meio rural e elevando a oferta de trabalho infantil), aumentam a probabilidade da criança trabalhar e trabalhar/estudar, reduzindo as chances da criança estudar exclusivamente. O produto marginal do trabalho tende a aumentar com o maior volume de crédito rural, elevando a produção e o emprego e com isso o custo de oportunidade de manter a criança fora do mercado de trabalho cresce, e as escolhas das famílias em alocar o tempo da criança para o trabalho evidenciam a sobreposição do efeito substituição.

Com o *Propensity Score Matching* (PSM), foram expostas como variáveis resposta o resultado educacional e a participação das crianças no trabalho, a *dummy* indica se os indivíduos/famílias estão no município que recebeu ou não o crédito do Pronaf acima da média nacional em 2010 ($D_i = 1$ representando um membro do grupo de tratamento, e $D_i = 0$ representando um membro do grupo de controle). Foi observado que o Pronaf tem um impacto adverso sobre o trabalho infantil nas áreas rurais do Brasil para as famílias pertencentes aos municípios que obtiveram o crédito acima da média, sendo estatisticamente significativo em todos os métodos aplicados. Já em relação a escolaridade, é evidenciado que o uso do crédito pelas famílias nos municípios tratados tenderia a uma pequena elevação da participação das crianças na escola.

A abordagem de sensibilidade proposta por Ichino *et al.* (2008) evidencia que os resultados são robustos, independentemente do método. No caso do trabalho infantil, as estimativas dos ATTs são bem aproximadas, evidenciando que o modelo não apresenta erro de especificação e revelando a causalidade do Pronaf nas decisões das famílias entre trabalho

e escolaridade, em que o efeito substituição predomina, em outros termos, pequenas alterações na renda das famílias eleva o tempo das crianças destinado ao trabalho e/ou na divisão entre trabalho e escolaridade.

Os resultados podem contribuir para o aprimoramento da aplicação dos recursos públicos com vistas a um bem-estar social, em específico a política de crédito, de modo que seja melhor distribuída espacialmente.

As análises foram feitas a partir dos dados do último Censo Demográfico referente ao ano 2010 representando o efeito da política de crédito do Pronaf naquele cenário sem a possibilidade de verificar tais efeitos para o período atual. No entanto, novas pesquisas podem vir a serem realizadas mediante a disponibilidade de dados do novo Censo possibilitando a comparação/evolução do efeito do crédito na escolaridade e trabalho infantil. Bem como o uso de outras metodologias que possam avaliar a política, além de outras possíveis covariáveis.

3 DESIGUALDADE EDUCACIONAL NO MEIO RURAL E URBANO BRASILEIRO: O PAPEL DO CAPITAL CULTURAL DOS PROFESSORES

3.1 Introdução

A desigualdade de oportunidades educacionais influencia a reprodução intergeracional das desigualdades sociais, por ser a educação importante meio de ascensão social e econômica. Assim, igualar as oportunidades educacionais seria uma maneira de corrigir desigualdades de origem.

No contexto educacional, a participação da criança na escola é um importante desafio que deve ser, por um lado, motivado pela família e por educadores, uma vez que este procedimento tem implicações diretas na qualidade do envolvimento do aluno com o processo de ensino-aprendizagem. No entanto, por outro lado, existe também a contribuição de formuladores de políticas educacionais para regulamentar mecanismos que propiciem a eficácia deste processo (SILVA, 2016).

O *Programme for International Student Assessment* (PISA) de 2015, avaliou jovens com idade entre 15 e 16 anos em 72 países, tendo como foco as proficiências em matemática, leitura e ciências. A média geral deixou o Brasil nas últimas posições, estando na 63ª em matemática; 58ª em leitura; e 65ª em ciências. Em matemática, o país apresentou a primeira queda desde 2003, início da série histórica da avaliação. Constatou-se, ainda, que sete em cada dez alunos brasileiros, com idade entre 15 e 16 anos, estão abaixo do nível básico de conhecimento.

A disparidade no desempenho dos resultados das proficiências dos estudantes brasileiros pode ser reflexo do acesso desigual as oportunidades de educação. A concepção de desigualdade de oportunidade assume que os resultados individuais são determinados por fatores de responsabilidade, aqueles ligados ao esforço de cada indivíduo – como anos de estudo, horas trabalhadas etc. –, e de não responsabilidade, relativos às circunstâncias preestabelecidas às quais os indivíduos não podem interferir – como questões de raça, sexo e região de nascimento (ROEMER, 1998). Assim, a desigualdade considerada injusta seria aquela ligada a fatores que vão além da responsabilidade dos indivíduos. Portanto, reduzir a desigualdade injusta está atrelado à equalização das circunstâncias desiguais.

Estudos a partir das ideias de Bourdieu (1973), evidenciam que as desigualdades educacionais não são oriundas das desigualdades de renda, e sim das desigualdades de capital

cultural³³ das famílias. Aaronson *et al.* (2007) mensuram o impacto do capital humano dos professores no rendimento dos alunos, apontando que professores com uma maior qualificação influenciam o rendimento dos alunos de menor desempenho. Em estudo mais recente, Caprara (2016) analisa os efeitos do capital cultural da família no desempenho dos alunos a partir de dados do Saeb 2003, evidenciando que existe associação significativa entre os níveis de capital cultural (educação dos pais) e o desempenho do aluno. Constata ainda, que análises sobre o efeito do capital cultural do professor³⁴ acerca do desempenho dos estudantes são escassas.

Destarte, o objetivo do presente estudo é analisar o efeito do capital cultural dos professores sobre as proficiências de Língua Portuguesa e Matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental, a partir dos dados do Saeb 2017. O estudo procura investigar se o capital cultural dos professores pode contribuir para o melhor rendimento dos alunos e, por consequência, para a redução da desigualdade educacional entre o meio rural e urbano brasileiro. As hipóteses são que os professores com maior capital cultural podem induzir as crianças a consumirem mais bens e serviços culturais; e educadores com maior nível de capital cultural poderão aprimorar suas técnicas de ensino influenciando as habilidades dos estudantes.

O consumo de bens e serviços culturais pode não ser aleatório entre os professores, sendo provável a existência de características não observáveis relacionadas a uma maior demanda. Ademais, podemos estar diante de outro problema de endogeneidade, a causalidade reversa, onde professores com maior habilidade intelectual podem desenvolver e apresentar uma melhor didática, sendo ao mesmo tempo aqueles que demandam mais atividade culturais. Nesse caso, os resultados estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seriam viesados, a respeito do nível de cultura dos professores sobre o rendimento dos alunos. Como forma de reduzir esse viés, foi utilizado o método de dois estágios (MQ2E).

Dessa forma, o capital cultural dos professores foi instrumentalizado pela oferta de atividades culturais oriundas da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (oferta de teatro, museu, cinema, centros culturais e bibliotecas), na perspectiva de que a oferta de bens culturais influencia a cultura do professor, mas não está correlacionada com nenhum fator não observável. Além disso, tal procedimento visa contornar também a causalidade reversa, pois é

³³ Famílias com maior capital cultural podem oferecer melhor ambiente educacional para as crianças, o que possibilita o desenvolvimento de suas habilidades.

³⁴ Como *proxy* do capital cultural dos professores, utilizam-se informações a respeito dos seus hábitos de consumo de bens e serviços culturais.

razoável supor que a oferta de capital cultural não exerce nenhuma ação direta sobre o resultado educacional dos alunos³⁵.

Este capítulo é composto por quatro seções incluindo a introdução. Na segunda seção é apresentada a revisão de literatura. Na sequência, a terceira seção abordará a metodologia, a descrição dos dados e as estatísticas descritivas. Na seção quatro são discutidos os resultados empíricos e por último são apresentadas as considerações finais.

3.2 Revisão de Literatura

Abordaremos resultados de trabalhos aplicados à educação expondo a desigualdade de oportunidades. Em seguida serão apresentadas pesquisas que analisam os resultados educacionais mensurados a partir do capital cultural dos professores.

Em uma pesquisa recente, Araújo *et al.* (2019) analisa como as circunstâncias da infância explicam as desigualdades de oportunidades educacionais no Brasil, usando dados de alunos do 5º ano do ensino fundamental. Através do modelo *Generalized Additive Model* (GAM)³⁶ estimado pelo método de dois estágios de Horowitz e Mammen (2004), com os microdados do Saeb e do Censo Escolar de 2015, observaram que os alunos inseridos num ambiente menos favorecido (estudarem em escola pública, não terem frequentado creche/pré-escola, pertencerem a famílias numerosas, não possuírem o hábito de ler e serem de baixo nível socioeconômico), possuem menos oportunidades educacionais quando comparados ao grupo de alunos mais favorecidos, o que ocorre em grande medida devido as circunstâncias sociais de cada grupo.

Além das circunstâncias, a desigualdade também é impactada pelo esforço. Souza *et al.* (2017) mensuraram a desigualdade de oportunidade na educação fundamental a partir dos microdados do Saeb 2005 e 2011 para os estados brasileiros, construindo índices de desigualdade de oportunidade por meio de regressões paramétricas e não paramétricas com as proficiências de Língua Portuguesa e de Matemática. De acordo com o ano e o estado a desigualdade de oportunidade pode explicar entre 8% e 41% da desigualdade total verificada na educação dos alunos da 4ª série do ensino fundamental. Dos estados que apresentaram maiores índices de desigualdade, o fator “circunstância” foi o mais representativo. Para

³⁵ Alunos com maiores rendimentos poderiam estimular a busca de mais capital cultural por parte do professor elevando suas habilidades intelectuais.

³⁶ Foram estimados sete cenários: o 1 composto pelas variáveis de base comumente usadas para medir a desigualdade de oportunidade; 2 pela relação entre pais e filhos; 3 hábitos de leituras, culturais e de uso do tempo; 4 características do professor; 5 características do diretor; 6 características da escola; e 7 características da turma.

aqueles em que “esforço” assume a maior participação da desigualdade total na educação obtiveram as maiores taxas de pobreza e piores condições sociais tais condições podem inibir o rendimento e o desempenho nas habilidades dos estudantes.

A desigualdade de oportunidade na primeira infância foi tema de investigação de Foguel e Veloso (2012), que medem o grau de desigualdade de oportunidades na creche e pré-escola no Brasil a partir da escolha dos pais de não matricular seus filhos na creche ou pré-escola. Esse indicador difere do índice de oportunidade humano utilizado em Barros *et al.* (2009), que mede a desigualdade de oportunidades básicas na América Latina e Caribe pela frequência escolar efetiva. Com os dados do Suplemento da PNAD 2006, constatou-se que existe uma grande diferença entre o indicador de oportunidade e o índice de oportunidade humano para crianças na faixa etária entre zero e três anos de idade, além de diferenças menores para crianças de 4 a 6 anos. O índice de oportunidade humana para as crianças de zero a três anos apresenta uma taxa média de cobertura para creche em torno de 15%, bem inferior ao indicador de oportunidade que aponta uma taxa de cobertura de 50%. As taxas médias de cobertura para a pré-escola (4 - 6 anos) para o índice de oportunidade humana e para o indicador de oportunidade são de 65% e 70%, respectivamente.

Tais resultados devem-se ao fato de que há uma maior proporção de pais que escolhem não matricular seus filhos de zero a três anos na creche. Porém, à medida que aumenta a idade das crianças (4-6 anos), o número das que não frequentam a escola por escolha dos pais diminui.

Os resultados encontrados, comparados os perfis dos 10% das crianças com maiores e menores desvantagens, apontam grandes diferenças para muitas variáveis circunstanciais de ambos os recortes de idade (0-3 e 4-6). Em particular, uma criança típica do grupo dos mais desfavorecidos é não branca, vive em um domicílio abaixo da mediana da renda per capita e o responsável não possui o ensino fundamental completo. O oposto se aplica a crianças no topo da distribuição de oportunidades (FOGUEL; VELOSO, 2012).

Além das diferentes condições socioeconômicas, a desigualdade de oportunidades educacional é maior para famílias que estão inseridas em regiões onde as condições de oportunidades são escassas, a exemplo dos pequenos municípios brasileiros. Essas condições não se referem apenas as crianças, mas também aos jovens que buscam acesso ao ensino superior.

Analisando a desigualdade de oportunidade para outro nível educacional, Souza e Tabosa (2010) estudam o acesso ao ensino superior nos meios urbano e rural do Brasil. Utilizando um método probabilístico a partir dos dados das PNAD de 2011 a 2014, os autores

obtiveram o Índice de dissimilaridade da desigualdade de oportunidade e sua decomposição por meio do Valor-Shapley. Pela decomposição por meio do Valor-Shapley ficou evidenciado que a escolaridade do chefe da família e a idade dos indivíduos são as variáveis de circunstâncias que mais contribuem para o valor da desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior, tanto no meio urbano quanto no meio rural. Em geral, os resultados mostram uma queda na desigualdade de oportunidades durante o período analisado.

O trabalho de Barros *et al.* (2009), mensura a desigualdade de oportunidades educacionais para crianças de 15 anos em cinco países da América Latina, nove nações europeias e para os Estados Unidos. As estimativas foram obtidas através dos dados de testes padronizados para leitura e matemática do *Programme for International Student Assessment* (PISA), considerada mais eficaz que a forma de mensuração do capital humano medido por anos de escolaridade ou níveis de educação completos, devido a considerável heterogeneidade na qualidade da educação em todas as escolas. Os dados contêm cinco variáveis circunstanciais: gênero; níveis de educação da criança; níveis de educação do pai e da mãe; a ocupação principal do pai; e o tipo de área em que a escola da criança está localizada. Entre os principais resultados, encontram que a desigualdade de oportunidades é responsável por 14% a 28% da desigualdade global em leitura na América Latina e entre 15% e 29% em Matemática, sendo estas estimativas um limite inferior para a desigualdade.

Na literatura internacional, Tramonte e Willms (2010) utilizaram dados de 28 países do Programa de Avaliação Internacional de Estudantes de 2000, para analisar o capital cultural sob duas formas: a estática³⁷, representando as atividades e práticas dos pais; e a relacional, representando interações culturais e comunicação entre crianças e seus pais. Foram avaliados os efeitos do capital cultural sobre o aprendizado em leitura, senso de pertencimento na escola, aspirações ocupacionais e das condições socioeconômicas, encontrando evidências de que o capital cultural dinâmico tem um maior efeito no resultado dos alunos quando comparado ao capital cultural estático. De modo geral, um desvio a mais nos índices de capital cultural das famílias estaria relacionado com 0,12 desvios padrões a mais nas notas da proficiência de leitura dos alunos de 15 anos.

Jaeger (2010), evidencia que o capital cultural dos alunos tem efeito positivo nas proficiências em leitura e em matemática, utilizando dados longitudinais dos Estados Unidos com crianças entre 6 e 14 anos. No entanto, o efeito encontrado é menor³⁸ que o trabalho

³⁷ Representa o consumo de bens e atividades culturais dos estudantes.

³⁸ Um desvio padrão a mais nos índices de capital cultural eleva em 0,05 desvio padrão a mais nas notas dos alunos.

anterior, ao controlar o viés de variável omitida³⁹, e por efeitos fixos duplos (para as características fixas dos indivíduos e das famílias).

Estudos até o momento apresentados apontam as causas da desigualdade de oportunidade medidas pelas características individuais das crianças, condições socioeconômicas das famílias, estrutura das escolas e pela qualificação dos professores. Porém, poucos trabalhos investigam o impacto dos resultados educacionais a partir dos fatores citados e acrescentam a variável capital cultural dos professores em suas análises.

Para o Brasil, Wink Junior *et al.* (2017) mensuram o impacto do capital cultural dos professores sobre o rendimento das proficiências em Língua Portuguesa e Matemática dos alunos do 5º ano do ensino do ensino fundamental em 2011. Utilizando a oferta de atividades culturais dos municípios como instrumento (IV), observaram que o capital cultural dos professores impacta positivamente o rendimento dos alunos em língua portuguesa. Um aumento de um desvio padrão⁴⁰ no capital cultural dos professores eleva o rendimento na proficiência em Língua Portuguesa em 0,15 desvio padrão.

Ao analisar as diferenças de desempenho entre escolas urbanas e rurais no Brasil, Rodrigues *et al.* (2020), investigam fatores que contribuem para o diferencial do desempenho, a partir dos dados da Prova Brasil em 2015 para alunos do 5º ano de escolas públicas. Foi estudada a diferença ao longo da distribuição da pontuação em matemática e português e, posteriormente, a decomposição do diferencial entre as escolas urbanas e rurais através do método de Oaxaca-Blinder. Os resultados mostraram que, em ambas as disciplinas, alunos de escolas localizados em áreas urbanas têm melhor desempenho do que os alunos de escolas da área rural⁴¹. A decomposição mostra que o efeito das características observáveis é mais expressivo que o efeito de retorno (efeito estrutural) para explicar o diferencial urbano-rural.

O capital cultural expressa todas as aquisições culturais que os indivíduos ganham tanto por herança quanto por diferentes canais no curso de suas vidas. As percepções de autoeficácia dos professores desempenham um papel importante em sua demonstração de mais esforço e responsabilidade para fornecer suporte à aprendizagem dos alunos. Dessa forma, Hassanzadeh Tavakoli *et al.* (2017) investigaram a relação entre capital cultural de professores de inglês do ensino médio e sua autoeficácia nas salas de aula em sete distritos da cidade de Mashhad, no Irã, usando abordagens qualitativa e quantitativa. Os resultados

³⁹ Razão pela qual indicava superestimação do impacto do capital cultural sobre a educação.

⁴⁰ O desvio é calculado pela razão da soma do coeficiente e do desvio do capital cultural do professor dividido pelo desvio padrão da proficiência.

⁴¹ O referido estudo não mensura o impacto do capital cultural dos professores. As características dos professores elencadas no estudo foram: proporção de professores com diploma universitário, proporção de professores com mais de 6 anos de experiência e proporção de professores que percebiam mais de 4 salários mínimos em 2015.

indicaram uma relação significativa entre o capital cultural⁴² dos professores de inglês do ensino médio e sua autoeficácia⁴³ nas salas de aula de língua inglesa. Em outros termos, professores com maior capital cultural tiveram maior autoeficácia, resultando na adoção de novos métodos de ensino e, assim, melhorando o desempenho acadêmico de estudantes.

A relação entre a autoeficácia dos professores e os níveis de capital cultural na Turquia foram objeto de pesquisa de Avci et al (2020). Para mensurar as competências de capital cultural dos professores, foi utilizada a “Escala de Capital Cultural⁴⁴” desenvolvida por Tösten (2014) e, para medir as percepções de autoeficácia dos professores, foi utilizada a “Escala de Autoeficácia dos Professores⁴⁵” desenvolvida por Tschannen-Moran e Woolfolk Hoy (2001) e adaptada para o turco por Çapa, Çakıroğlu e Sarıkaya (2005). As evidências mostram que as percepções de autoeficácia dos professores eram “bastante adequadas” e suas competências de capital cultural eram “moderadas”. Quando se examina a relação entre as percepções de autoeficácia dos professores e as competências do capital cultural, observa-se que existe uma relação “positiva” no nível “moderado”. Sendo as competências de capital cultural dos professores consideradas um indicativo das percepções de autoeficácia, elas podem gerar acumulação intelectual e contribuir para o melhor aprendizado do aluno.

3.3 Metodologia

3.3.1 Base de dados e estatísticas descritivas

Será utilizada a base de dados do Sistema de Avaliação de Educação Básica de 2017 (Saeb) para o Brasil. O Saeb é composto pela Avaliação Nacional de Educação Básica (Aneb) e a Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc/Prova Brasil).

⁴² Para medir o capital cultural, foi criada uma escala de capital cultural (CCS) consistida por 31 itens avaliados em uma escala do tipo Likert de 5 pontos (nunca, raramente, às vezes, frequentemente e sempre).

⁴³ A autoeficácia do professor foi composta por duas subescalas, incluindo eficácia de ensino e eficácia de ensino pessoal. Após a análise estatística (análise fatorial explicativa), três subescalas extraídas foram relatadas como segue: eficácia para estratégias de ensino, eficácia para gerenciamento de classe, e eficácia para fatores ambientais. O questionário era composto por 22 itens que foram avaliados em uma Escala tipo Likert de 6 pontos (discordo totalmente, discordo, parcialmente discordo, concordo parcialmente, concordo e concordo totalmente). Ver: Hassanzadeh Tavakoli *et al*, 2017.

⁴⁴ A Escala de Capital Cultural é uma escala do tipo Likert de 5 pontos em que os níveis de participação dos professores tem pontuação de 1 (menor) a 5 (maior), a escala quadridimensional é composta por 30 itens.

⁴⁵ Escala do tipo Likert de 5 pontos em que os níveis de participação dos professores nos itens são respondidos geram scores de 1 a 5 em ordem crescente, sendo (1) indicando inadequado, (2) menos que adequado, (3) um pouco suficiente, (4) bastante suficiente, e (5) altamente suficiente.

A Aneb é uma avaliação bianual que abrange, de forma amostral e censitária, escolas e alunos das redes públicas e privadas do país em áreas urbanas e rurais, matriculados no 5º ano (4ª série) e 9º ano (8ª série) do ensino fundamental (EF) e na 3ª série do ensino médio (EM), regulares. Seu objetivo principal é avaliar a qualidade, a equidade e a eficiência da educação básica brasileira (INEP, 2018).

A Prova Brasil é uma avaliação censitária bianual envolvendo os alunos do 5º ano (4ª série) e 9º ano (8ª série) do ensino fundamental regular das escolas públicas, que possuem no mínimo 20 alunos matriculados nos anos/séries avaliados. Seu objetivo principal é avaliar a qualidade do ensino ministrado nas escolas das redes públicas de ensino, fornecendo resultados para cada unidade escolar participante, bem como para as redes de ensino (INEP, 2018).

Nas duas avaliações, alunos, professores e diretores são questionados sobre características socioeconômicas, práticas pedagógicas e estrutura da escola. Os alunos realizam os testes de proficiências em Língua Portuguesa e Matemática.

A variável de interesse é o capital cultural dos professores, um índice construído com base na metodologia de componentes principais, já utilizada por Tramonte & Willms (2010) e Wink Junior (2014). O índice foi construído com base nas respostas dos professores para as questões sobre consumo de bens e serviços culturais referentes à espetáculos (música, dança e teatro), cinema, museu, biblioteca e leituras nas horas vagas (livros, revistas e jornais).

Como características socioeconômicas dos alunos, são utilizadas informações de raça, idade, sexo, nível de instrução dos pais (pelo menos um) e se os alunos costumam ver seus pais ou mães lendo. As duas últimas variáveis (binárias) mensuram o nível de educação dos pais. Foi criado um índice⁴⁶ de nível socioeconômico através do número de ativos domiciliares, a saber: aparelhos de tv, geladeira, máquina de lavar, automóveis, computadores, trabalhadores domésticos (remunerados) e o número de dormitórios nas residências. Para indicadores das características da escola, são utilizadas de informações sobre anos de escolaridade e experiência dos professores e diretores.

Quando se analisa o efeito causal do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos nas proficiências de Língua Portuguesa e Matemática, tais resultados podem ser endógenos pela possibilidade de características não observadas dos professores estarem relacionadas tanto com o aprendizado do aluno, quanto com o seu capital cultural.

⁴⁶ O índice foi criado do mesmo modo que o índice de capital cultural dos professores (pela análise de componentes principais), seguindo Machado *et al.* (2013) e Wink Junior (2014), que também utilizaram a base de dados do Saeb.

Outra razão de endogeneidade é a causalidade reversa, o professor com maior índice de capital cultural tende a influenciar no desempenho dos alunos, gerando um estoque de cultura e tornando o estudante mais produtivo, consequentemente um maior rendimento nas proficiências pode ampliar a forma e a demanda dos hábitos de consumo de bens e serviços culturais dos professores, influenciando sua capacidade intelectual, tornando-os mais dinâmicos no processo de ensino. Como forma de reduzir esse viés, em que um regressor X não apenas causa Y (variável resposta), mas Y também causa X torna-se necessário inserir no modelo uma nova variável *proxy* (Z) que possa determinar X , mas que não cause diretamente Y ⁴⁷. A nova variável incluída é o que chamamos de instrumento e consiste em fornecer estimadores consistentes dos parâmetros de interesse.

Por conseguinte, o capital cultural dos professores será instrumentalizado pela oferta de atividades culturais oriundas da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (Munic) para o ano de 2014, último dado fornecido, usado sob a hipótese de que a infraestrutura de cultura dos municípios não apresenta alterações significantes, com variação entre os períodos de 2014 e 2017. Na amostra também usamos informações de renda *per capita* dos municípios, ambas disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As estimações do capital cultural dos professores (controlado por um vetor de covariadas) na proficiência dos alunos será realizada para as áreas urbana e rural.

A Tabela 9 apresenta as estatísticas descritivas referentes as informações das turmas do 5º ano⁴⁸ do ensino fundamental abordando a média dos resultados dos exames de proficiência, características socioeconômicas dos alunos, dos diretores e professores, para as amostras da área urbana e rural.

As estatísticas mostram que a maioria dos estudantes são do sexo masculino, 54% residem na área urbana e 56% na área rural. Do total de estudantes que vivem na área urbana e na área rural, respectivamente 37% e 32% são considerados brancos. Quanto ao nível de escolaridade dos responsáveis, a proporção de mães com curso superior na zona urbana é maior que aquelas da zona rural, situação que é semelhante para a escolaridade dos pais. Em média, os alunos do 5º ano do ensino fundamental em 2017 possuem 11 anos de idade.

As médias das duas proficiências são maiores para os alunos que residem na zona urbana. Quanto as variáveis que compõem o capital cultural (biblioteca, cinema, espetáculo e

⁴⁷ No modelo a variável de interesse que é a nota das proficiências (Y) é influenciada pelo capital cultural dos professores (X - endógena) como também de forma reversa. Sendo a oferta de atividades culturais dos municípios a variável de instrumento (Z) ela pode determinar o capital cultural dos professores (X), porém não determina diretamente o rendimento dos alunos nas proficiências (Y).

⁴⁸ A escolha dos alunos do 5º ano (quarta série) deveu-se ao fato das proficiências serem ministrados por um único professor.

hábitos de leituras), o consumo pelos professores na zona rural é superior ao uso na zona urbana.

Tabela 9 - Estatísticas descritivas dos alunos do 5º ano do ensino fundamental em 2017

	Urbana				Rural			
Variáveis	Média	SD	Mín	Max	Média	SD	Mín	Max
Proficiência LP	221,78	49,4	92,06	334,22	198,39	51,29	92,06	334,22
Proficiência MT	232,17	47,22	109,53	356,97	210,65	48,35	109,53	356,97
Sexo do aluno	0,54	0,498	0	1	0,56	0,496	0	1
Idade do aluno	10,83	0,918	8	15	11,04	1,183	8	15
Raça do aluno	0,37	0,484	0	1	0,32	0,467	0	1
Socioeconômico	0,31	0,358	0	1	0,20	0,318	0	1
Educ. da mãe	0,28	0,452	0	1	0,17	0,3775	0	1
Mãe ler	0,92	0,262	0	1	0,89	0,3005	0	1
Educ. do pai	0,27	0,445	0	1	0,14	0,347	0	1
Pai ler	0,85	0,348	0	1	0,81	0,384	0	1
Curso superior dir.	0,95	0,136	0	1	0,90	0,288	0	1
Experiência dir.	0,24	0,431	0	1	0,18	0,391	0	1
Curso superior prof.	0,95	0,216	0	1	0,90	0,288	0	1
Experiência prof.	0,27	0,446	0	1	0,32	0,467	0	1
Biblioteca prof.	0,68	0,463	0	1	0,67	0,468	0	1
Cinema prof.	0,73	0,443	0	1	0,47	0,499	0	1
Espetáculo prof.	0,66	0,472	0	1	0,51	0,499	0	1
Cap cultural prof.	0,42	0,494	0	1	0,50	0,499	0	1
Observações	315.158				29.724			

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017).

3.3.2 Estratégia empírica

O objetivo do estudo é verificar o efeito do capital cultural do professor no aprendizado dos alunos, medido por meio dos exames de proficiência.

Dado o problema de endogeneidade em virtude da causalidade reversa, em que o capital cultural dos professores afeta o rendimento dos alunos e possivelmente um maior rendimento nas notas levará a um maior índice de capital cultural, será utilizado um conjunto de Variáveis Instrumentais (IV) que estarão associadas ao capital cultural do professor (variável endógena), mas que não afeta diretamente o resultado. A Tabela 10 exhibe a oferta de atividades culturais municipais usadas como *proxy* do capital cultural dos professores.

Tabela 10 - Estatísticas descritivas dos instrumentos.

	% de municípios ofertantes em 2014	SD
Biblioteca	0,99	0,095
Museus	0,64	0,477
Teatro	0,68	0,465
Cinema	0,54	0,497
Obs	5.570	

Fonte: Munic/IBGE (2014).

Quase todos os municípios observados possuem bibliotecas. Mais de 50% dos municípios ofertam museus, teatros e cinemas.

Dessa forma, a estimação dos resultados se dará através de uma regressão em dois estágios. O primeiro estágio define o capital cultural do professor $_{ij}$ (sobre o aluno i no município j), sobre um vetor de indicadores de oferta de atividades culturais no município j (Z_j), vetor de características socioeconômicas (X_{ij}), das características para capital humano (formação superior e anos de experiência) dos professores e diretores (W_{ij}) e um controle de renda do município que é o PIB *per capita* ($PIBpc_j$)

$$\text{Capital cultural do prof.}_{ij} = \alpha + \beta'Z_j + \gamma'X_{ij} + \lambda'W_{ij} + \phi PIBpc_j + \varepsilon_{ij}.$$

O segundo estágio é dado por:

$$y_{ij} = \theta + \delta \text{Capital cultural do professor}_{ij} + \mu'X_{ij} + \eta'W_{ij} + \rho PIBpc_j + \zeta_{ij}$$

Onde y_{ij} denota o resultado da criança no exame de proficiência de Língua Portuguesa ou Matemática.

Todas as análises com Variáveis Instrumentais também serão estimadas por quantis de notas dos alunos a fim de ver o impacto do capital cultural do professor nos diferentes estratos de notas.

3.4 Resultados

Os resultados serão apresentados foram estimados pelo MQO e por MQ2E, sendo a princípio estimados apenas com o capital cultural como variável explicativa. Na sequência, adicionam-se controles para as Unidades das Federações (UF), no terceiro cenário incorporam-se as características socioeconômicas e, por fim, controles para as características de capital humano (medida pela experiência e anos de escolaridade dos diretores e professores). Em outra análise, será abordado o efeito do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos ao longo da distribuição (0,1; 0,25; 0,5; 0,75 e 0,9), para as proficiências em Língua Portuguesa e Matemática, separando por área urbana e rural.

3.4.1 Proficiências em Matemática e Língua Portuguesa

Nas tabelas 11 e 12 (15 e 16 em apêndice) são observados os resultados dos diferentes modelos pelos métodos de MQO⁴⁹ e MQ2E (IV) para a proficiências de Matemática e Língua Portuguesa nas áreas urbanas e rurais, respectivamente. O conjunto de instrumentos utilizados é adequado⁵⁰ para o capital cultural do professor para as duas proficiências em ambas as áreas. A estatística F indica que os instrumentos utilizados têm forte correlação com o índice do capital cultural dos professores e, a estatística J de Hansen não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Como as variáveis dependentes estão em *log* os resultados serão interpretados na forma percentual.

Pelas Tabelas 11 e 15 (apêndice), observa-se que a magnitude do coeficiente de capital cultural do professor para as proficiências de matemática e língua portuguesa para a área urbana reduz à medida que se adicionam controles, tanto no MQO quanto no MQ2E, porém, continuando significativo a 1% em todos os modelos. Todos os estimadores de MQ2E para o capital cultural dos professores são superiores aos de MQO, despoitando que o estimador de IV reflete o efeito médio causal dos indivíduos que são afetados pela variação do instrumento. O pressuposto básico para os instrumentos utilizados parte do princípio de que a oferta de atividades culturais fornecidas pelos municípios influencia o capital cultural dos professores. Contudo, essa “oferta” não determina diretamente nos rendimentos das proficiências dos alunos, resolvendo o problema de causalidade reversa e tornando as estimativas consistentes.

O resultado da proficiência em Matemática para a área urbana, quando regredido apenas pelo capital cultural dos professores, mostra que o aumento de 1% no estoque de capital eleva a nota do aluno em Matemática em 13,4%. Adicionados os controles, os resultados são menores, mas ainda significativos. No modelo (MQ2E 2), ao considerar o feito das UF, um aumento de 1% no índice do capital cultural do professor tende a elevar a nota do aluno em 5,6%, adicionadas as características das famílias e o índice socioeconômico o aumento da nota do aluno se dá na proporção de 4,1% e 4% no modelo com todos os controles. De forma semelhante, para a proficiência de língua portuguesa na área urbana, os maiores impactos dos coeficientes de MQ2E ocorrem nos dois primeiros modelos. Adicionados os demais controles, os efeitos diminuem, porém, são significativos e representativos.

⁴⁹ Como o capital cultural não é aleatório entre os professores, os estimadores de MQO não podem ser interpretados como relações causais. Ao ser instrumentalizado pela oferta de atividades culturais dos municípios o problema de endogeneidade pode ser atenuado.

⁵⁰ Os testes de subidentificação e validade dos instrumentos foram satisfatórios.

A análise realizada por Wink Junior (2014) em termos de Brasil (sem distinção do espaço rural e urbano), com os dados do Saeb (2011), evidenciou que o capital cultural do professor não exercia impacto significativo sobre o aprendizado de Matemática dos alunos. O estudo para o período de 2017 evidencia que o capital cultural dos professores tem efeito positivo no desempenho de Matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental (área urbana e rural), e sem a distinção de áreas. As evidências se dão tanto pelo aumento da oferta de atividades culturais pelos municípios durante o período como também pelo maior incentivo a demanda por essas atividades, a exemplo do avanço da garantia de meia entrada em atividades culturais para professores na maioria dos estados/municípios brasileiros. De forma geral, para o Brasil, considerando o modelo (MQ2E 4)⁵¹ com todos os controles, o aumento de 1% no índice de capital cultural dos professores eleva o rendimento de Matemática dos alunos em 4,5%. Comparado a forma de análise do autor supracitado, o impacto estimado de um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor sobre a proficiência do aluno é, em média, de 0,10 desvio padrão⁵².

⁵¹ Tabela A1, no apêndice.

⁵² Desvio padrão = ((estimativa do cap. cultural do professor + desvio padrão do cap. cultural do professor) / desvio padrão da proficiência).

Tabela 11 – Estimações por MQO e MQ2E. Proficiência em Matemática/Urbana - 5º ano, 2017.

(ln)mtsueb urbano	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
Capital cultural do prof.	0,018*** (0,000)	0,004*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,134*** (0,003)	0,056*** (0,003)	0,041*** (0,004)	0,040*** (0,005)
PIB per capita			0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)			0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Sexo			0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)			0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)
Cor			0,029*** (0,001)	0,029*** (0,001)			0,030*** (0,001)	0,030*** (0,001)
Socioeconômico			0,022*** (0,000)	0,023*** (0,000)			0,022*** (0,000)	0,022*** (0,009)
Educ. da mãe			0,013*** (0,000)	0,013*** (0,001)			0,014*** (0,001)	0,014*** (0,001)
Educ. do pai			0,003** (0,001)	0,003** (0,001)			0,002 (0,001)	0,002 (0,001)
Mãe ler			0,027*** (0,002)	0,027*** (0,002)			0,023*** (0,002)	0,027*** (0,002)
Pai ler			0,009*** (0,001)	0,010*** (0,002)			0,009*** (0,001)	0,010*** (0,001)
Esc. do prof.				0,010*** (0,002)				0,007** (0,002)
Exper. prof.				0,007*** (0,001)				0,009*** (0,001)
Esc. do dir.				0,010** (0,004)				0,008* (0,004)
Exper. do Dir.				0,016*** (0,001)				0,012*** (0,001)
Constante	5,422*** (0,000)	5,480*** (0,001)	5,422*** (0,003)	5,394*** (0,006)	5,416*** (0,000)	5,474*** (0,001)	5,424*** (0,003)	5,402*** (0,006)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Teste de instrumento: Estat F					1,140	25,140	33,113	37,106
(Prob>F)					(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Teste de subidentificação (Hansen J statistic)					2,32	0,736	0,005	0,006
					(0,1277)	(0,390)	(0,941)	(0,935)
Obs	140.498	140.498	113.135	105.909	140.498	140.498	113.135	105.909

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

Para a área rural (Tabela 12) o resultado da proficiência em matemática é semelhante ao da área urbana. Para os modelos de MQ2E quando regredido apenas pelo capital cultural dos professores, o aumento de 1% no índice eleva a nota do aluno em Matemática em 19,3%. Com o uso dos controles os efeitos diminuem, porém é observado que o estoque de capital cultural adquirido pelos professores tem maior impacto na proficiência de Matemática para os alunos da zona rural.

De acordo com Silva (2004), na dinâmica da prática pedagógica, o capital cultural é uma ferramenta valiosa capaz de proporcionar aos professores instrumentos que podem garantir a qualidade do ensino oferecido aos alunos. Um material didático por melhor que seja não dispensa o capital cultural do professor, que o qualifica tornando um material didático eficaz. Para a língua portuguesa (Tabela 16 em apêndice) os resultados da proficiência dos alunos da zona rural apresentam a mesma tendência da área urbana. Quando estimado apenas pelo capital cultural dos professores observa-se que o acréscimo de 1% no índice eleva a nota do aluno em Língua Portuguesa em 23%. Com o uso dos controles os efeitos são menores, entretanto, permanecem representativos. O efeito do índice do capital cultural dos professores na área rural se sobrepõe ao efeito na área urbana.

Os resultados para a proficiência em Língua Portuguesa corroboram os efeitos obtidos por Wink Junior (2014), que o capital cultural dos professores tem efeito positivo no desempenho de Língua Portuguesa. Modelando para o país e considerando o modelo (MQ2E 4)⁵³, com todos os controles, o aumento de 1% no índice de capital cultural dos professores eleva o rendimento de Língua Portuguesa dos alunos em 7,6%. Em termo de desvio padrão, o resultado estimado de um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor sobre a proficiência do aluno é, em média, de 0,16 desvio padrão⁵⁴, valor pouco superior à da investigação com os dados do Saeb de 2011, onde o efeito na proficiência do aluno em Língua Portuguesa foi em média 0,15 desvio padrão. Os resultados revelam que além do efeito do capital humano dos professores, seu capital cultural apresenta causalidade no desempenho dos alunos nas proficiências de Língua Portuguesa e Matemática, com maior impacto nas áreas rurais.

Rodrigues et al (2020) ao analisar o diferencial de desempenho em português e matemática em termos de efeitos característicos e estruturais, mostra que a maior parte do diferencial é explicada pelo efeito característico, com os alunos urbanos sempre com

⁵³ Tabela A2, no apêndice.

⁵⁴ Desvio padrão = ((estimativa do cap. Cultural do professor + desvio padrão do cap. Cultural do professor) / desvio padrão da proficiência)

desempenho melhor que os rurais. Ao analisarmos a diferença de desempenho dos estudantes das áreas rurais e urbanas, considerando o impacto do capital cultural do professor foi observado que os maiores níveis não só estão com os professores da zona rural como o efeito sobre o rendimento dos alunos é maior. Os resultados de Hassanzadeh Tavakoli F. *et al* (2017) sugeriram que a leitura de jornais, livros e revistas e a construção de quebra-cabeças, assistir a programas científicos e documentais na televisão, acessar sites de notícias, visitas a museus de arte e lugares históricos, e assistir a aulas de esportes, arte e cultura tiveram um efeito significativo no capital cultural dos professores, refletindo na melhor eficácia na transmissão de conhecimento para seus alunos.

No entanto, como fora evidenciado para o Brasil, o capital cultural dos professores influencia positivamente no aprendizado dos alunos, podemos inferir que o maior impacto ocorre na zona rural em virtude de ser o professor em quase sua totalidade o transmissor de cultura, considerando que dificilmente é ofertada atividades culturais na zona rural. Dessa forma, a formação cultural dos alunos viria essencialmente da experiência do professor, relevando o maior impacto em relação aos alunos da zona urbana, uma vez que estes estudantes podem usufruir de atividades de culturas quer não perpassasse somente pelo professor. Para Avci. *et al.* (2020), o professor não é a pessoa que apenas transfere diretamente a informação que aprendeu, ele compartilha suas experiências sociais e culturais com seus alunos. Quanto mais enriquecido no aspecto cultural, maior é o efeito do conhecimento de um professor no aprendizado pedagógico e social dos alunos.

Foram investigadas, de acordo com o questionário do Saeb, as práticas pedagógicas utilizadas pelos professores nas proficiências de Língua Portuguesa e Matemática. Uma análise do impacto de tais práticas sobre o desempenho dos estudantes poderá vir a ser objeto de estudo em pesquisa futuras.

Tabela 12 - Estimações por MQO e MQ2E. Proficiência em Matemática/Rural - 5º ano, 2017.

(ln)mtsueb rural	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
Capital cultural do prof.	0,018*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,193*** (0,014)	0,070*** (0,016)	0,056** (0,022)	0,053** (0,023)
PIB per capita			0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)			0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Sexo			-0,018*** (0,003)	-0,018*** (0,004)			-0,015*** (0,004)	-0,016*** (0,004)
Cor			0,019*** (0,004)	0,017*** (0,004)			0,021*** (0,004)	0,019*** (0,004)
Socio Econômico			0,012*** (0,002)	0,020*** (0,002)			0,018*** (0,002)	0,018*** (0,003)
Educ. da mãe			0,025*** (0,005)	0,025*** (0,005)			0,026*** (0,005)	0,259*** (0,006)
Educ. do pai			0,0031 (0,006)	0,005 (0,006)			0,0011 (0,006)	0,003 (0,006)
Mãe ler			0,066*** (0,007)	0,064*** (0,007)			0,066*** (0,007)	0,065*** (0,007)
Pai ler			0,003 (0,005)	0,004 (0,005)			0,004 (0,005)	0,003 (0,005)
Esc. do prof.				0,017** (0,007)				0,010 (0,008)
Exper. prof.				0,002 (0,004)				0,009* (0,005)
Esc. do Dir.				0,007 (0,009)				0,000 (0,009)
Exper. do Dir.				0,019*** (0,005)				0,018*** (0,005)
Constante	5,326*** (0,002)	5,437*** (0,006)	5,368*** (0,011)	5,351*** (0,016)	5,398*** (0,006)	5,447** (0,007)	5,388*** (0,014)	5,380*** (0,021)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Teste de instrumento: Estat F (Prob>F)					1,163 (0,000)	25,163 (0,000)	33,115 (0,000)	37,108 (0,000)
Teste de subidentificação (Hansen J statistic)					0,012 (0,911)	2,814 (0,093)	0,098 (0,754)	0,211 (0,646)
Obs	16.377	16.377	11.596	10.853	16.377	16.377	11.596	10.853

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

3.4.2 Resultados MQ2E por quantis para as proficiências de Matemática e Língua Portuguesa

As tabelas 13 e 14 (17 e 18 no apêndice) apresentam a decomposição quantílica para os modelos instrumentalizados nas proficiências de Matemática e língua portuguesa dos alunos pertencentes a zona urbana e rural respectivamente.

As distribuições por quantis para as proficiências de Matemática e língua portuguesa dos alunos que moram na zona urbana estão dispostas nas tabelas 13 e 17 (apêndice). O efeito do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos nas proficiências em matemática e língua portuguesa que residem na zona urbana é significativo, com maior impacto no quantil inferior das notas, reduzindo à medida que se observa maiores quantis de notas.

Tabela 13 - Decomposição quantílica das notas dos alunos de Matemática/área urbana.

Quantil	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
0,10	0,191*** (0,008)	0,083** (0,013)	0,058*** (0,014)	0,062*** (0,015)
0,25	0,191*** (0,007)	0,073*** (0,004)	0,059*** (0,005)	0,058*** (0,004)
0,50	0,144*** (0,006)	0,055*** (0,006)	0,038*** (0,006)	0,035*** (0,007)
0,75	0,086*** (0,006)	0,031*** (0,005)	0,027*** (0,006)	0,026*** (0,005)
0,90	0,058*** (0,008)	0,024*** (0,006)	0,024*** (0,007)	0,025*** (0,007)
Obs	140.498			

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

Para a proficiência em matemática/área rural (Tabela 14), o efeito do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos, quando regredida apenas pelo índice de capital cultural dos professores, os maiores impactos estão nos três primeiros quantis, e decresce à medida que as notas se elevam. O impacto para as áreas urbanas e rural são evidenciados nas menores distribuições, sendo que este efeito sobre o rendimento dos alunos da área rural se sobrepõe aos resultados obtidos pelos estudantes dos centros urbanos. O maior efeito do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos para a língua portuguesa (Tabela 18 no apêndice), também se configura nas menores notas. Os alunos pertencentes às menores distribuições são os que apresentam as piores notas e por terem o menor rendimento quaisquer características a mais dos professores gera efeito maior no ganho daqueles alunos que são considerados inferiores em termo de aprendizado. O maior impacto

ocorre na zona rural em virtude de ser o professor em sua quase totalidade o transmissor de cultura, considerando que nesse espaço dificilmente é ofertada atividades culturais. Como fora evidenciado, o capital cultural do professor que leciona no meio rural é mais elevado, assim sendo, a maior vivência em relação aos meios culturais propicia uma melhor dinâmica pedagógica refletindo no rendimento dos alunos.

Tabela 14 - Decomposição quantílica das notas dos alunos de Matemática/área rural.

Quantil	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
0,10	0,161*** (0,019)	0,034*** (0,029)	-0,006 (0,037)	-0,011 (0,033)
0,25	0,207*** (0,019)	0,067*** (0,039)	0,066 (0,051)	0,053 (0,053)
0,50	0,264*** (0,026)	0,074*** (0,040)	0,059** (0,027)	0,048* (0,028)
0,75	0,185*** (0,028)	0,102*** (0,024)	0,065*** (0,012)	0,045*** (0,015)
0,90	0,166*** (0,035)	0,081** (0,049)	0,072* (0,042)	0,090 (0,060)
Obs	16.377			

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

O efeito do capital cultural do professor é um dos determinantes da qualidade docente no que diz respeito ao aprendizado do aluno em língua portuguesa e matemática. De acordo com Bourdieu (1973), famílias mais pobres falham em incentivar a educação das crianças por terem menor níveis de capital cultural. Wink Junior (2014), evidencia que os docentes poderiam, pelo menos em parte, substituir o papel que a família tem em introduzir as crianças no ambiente escolar. Portanto, os resultados encontrados são relevantes pois sugerem que os professores podem atenuar a desigualdade educacional em um país heterogêneo como o Brasil. Os dados mostram o crescimento do efeito do capital cultural dos professores quando comparados a estudos anteriores, dessa forma, são legitimadas políticas públicas que incentivem o consumo de bens e serviços culturais para professores.

3.5 Considerações finais

O objetivo do estudo foi verificar se o capital cultural dos professores produzia efeitos no aprendizado dos alunos nas proficiências de Língua Portuguesa e Matemática do 5º ano do ensino fundamental, a partir dos microdados do Saeb 2017. O capital cultural dos professores foi instrumentalizado pela oferta de atividades culturais dos municípios brasileiros, e pela

regressão em 2 estágios obtivemos o efeito sobre o rendimento dos alunos para zona rural e zona urbana. Para os modelos MQ2E foram estimadas a distribuição de notas por quantis.

Em termos gerais, o capital cultural do professor tem influência nas notas dos alunos nas duas proficiências e por localidade. Para a proficiência de Matemática o índice de capital cultural dos professores apresenta os maiores efeitos no rendimento daqueles alunos nos dois primeiros modelos, tanto na zona urbana quanto na zona rural, à medida que são adicionados os controles o impacto se reduz, mas, são significativos e expressivos. Em termos de proporção, o estoque de capital cultural adquirido pelos professores tem maior impacto nas notas dos alunos na proficiência de Matemática na zona rural. Os resultados encontrados divergem dos de Wink Junior (2014) em que o capital cultural do professor não exerceu impacto significativo no rendimento dos alunos em Matemática, evidenciando que o maior índice de cultural adquirido pelos professores ao longo do tempo gerou ganhos no rendimento dos alunos.

Na decomposição quantílica para os modelos instrumentalizados na proficiência de Matemática dos alunos que residem nas zonas urbana e rural, o efeito do capital cultural dos professores sobre o rendimento é maior na distribuição das menores notas (quantil 0,1). À medida que a nota da proficiência em Matemática aumenta o efeito do índice do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos é menor.

O efeito do capital cultural dos professores sobre o aprendizado dos alunos na proficiência de Língua Portuguesa apresenta o mesmo comportamento na zona rural e urbana, seguindo a trajetória do efeito para a proficiência de Matemática (área urbana), significativos em todos os modelos e menores à proporção que são adicionados controles, porém representativos. Em todos os modelos distribuídos por quantis, conforme as notas se elevam, o efeito do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos é menor para a Língua Portuguesa na área urbana. Para a área rural, o efeito do capital cultural dos professores sobre o rendimento dos alunos está nas 50% menores notas.

Os resultados revelam que além do capital humano, o capital cultural dos professores produz efeito no desempenho dos alunos nas proficiências de Língua Portuguesa e Matemática, com maior impacto nas áreas rurais. A literatura evidencia que esse efeito ocorre via o aumento do consumo de bens e serviços culturais de forma indireta por parte dos estudantes via melhorias na habilidade dos professores em abordar os conteúdos ministrados. Torna-se evidente a importância de se investir em cultura, uma vez que o acúmulo de capital cultural dos professores tende a reduzir a desigualdade educacional.

REFERÊNCIAS

- AARONSON, D., BARROW, L. & SANDER, W. Teachers and student Achievement in the chicago public high schools. **Journal of Labor Economics**. 25(1), 95–135, 2007.
- ALMÂS, I.; CAPPELEN, A.; LIND, J.; SØRENSEN, E.; TUNGODDEN, B. Measuring unfair (in)equality. **Journal of Public Economics**. 95, 488-499, 2011.
- ANNEGUES, A. C; FIGEUIREDO, E. A; SOUZA, W. P. S. de F. **Determinants of unfair inequality in Brazil 1995 and 2009**. CEPAL Review, 2015.
- ANGRIST, J.D.; PISCHKE, J. **Mostly Harmless Econometrics: an empiricists companion**. Princeton: Princeton University Press, 392 p, 2008.
- AQUINO, J. R. ; LACERDA, M. A. D. Magnitude e condições de reprodução econômica dos agricultores familiares pobres no semiárido brasileiro: evidências a partir do Rio Grande do Norte. **Revista de Economia e Sociologia Rural** (Impresso). V. 52, p. 167-188, 2014.
- AQUINO, J. R.; LACERDA, M. A. D.; LIMA, J. R. F. de. Agricultura familiar no estado da Paraíba: uma análise a partir de tabulações especiais do Censo Agropecuário 2006. **Revista Econômica do Nordeste**. V. 45, p. 53-66, 2014.
- ARAÚJO, S. M; SOUZA, W. P. S. de F; ANDRADE, C. S. M. **O papel das circunstâncias da infância na desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil**. XXII Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC SUL, UEM, 2019.
- AVCI, Y. E. *et al.* **Examining the Relationship between Cultural Capital and Self-Efficacy: A Mixed Design Study on Teachers**. Athens Journal of Education - Volume 7, Issue 2, May 2020 – Pages 169-192
- BARROS, R. P.; FERREIRA, F.; VEGA, J. M.; SAAVEDRA, J. Inequality of Opportunity in Educational Achievement in Five Latin American Countries. *IN: Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean*. The World Bank. Washington, DC, 2009.
- BARROS, R. P. de et al. **Determinantes do desenvolvimento na primeira infância no Brasil**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA, 2010. 31 p. Disponível em: www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1478.pdf. Acesso em: jan. 2018.
- BACCARIN, J. G. e OLIVEIRA, J. A. AVALIAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DO PRONAF ENTRE AS REGIÕES GEOGRÁFICAS DO BRASIL. **Revista Grifos** – Unochapecó. V. 30 n. 51 (2021): Dossiê PRONAF 25 anos: Histórico, transformações e tendências - jan./abr.
- BASU, K.; VAN, P. The economics of child labor. **American Economic Review**. V. 88, n. 3, p. 412-427, 1998.

BATTISTIN, E., DE NADAI, M. e SIANESI, B. Misreported schooling, multiple measures and returns to educational qualifications. **Journal of Econometrics**. V. 181, n. 2, p. 136-150, 2014.

BOURDIEU, P. Cultural reproduction and social reproduction. *In: Knowledge, Education, and Cultural Change*. (Ed.) R. Brown, Tavistock, London, 1973.

CAMERON A, TRIVED P. **Microeconometrics**. Cambridge: Cambridge University Press; 2005.

CAPRARA, Bernardo. The Impact of Cultural Capital on Secondary Student's Performance in Brazil. **Universal Jornal of Educational Research**. 4(11): 2627-2635, 2016.

CARDOSO, E. *et al.* **The Impact of Cash Transfers on Child Labor and School Attendance in Brazil**. Vanderbilt University, Department of Economics Working Paper No. 04-W07, 2004.

DANTAS, R. S, TANNURI-PIANTO, M. A. Avaliação de Impacto de Reconhecimento de Direito de propriedade de *facto*: uma análise de *propensity score matching*. **Anais XLI Encontro Nacional de Economia - ANPEC**. Foz do Iguaçu- PR, 2013.

DEL GROSSI, M. E.; MARQUES, V. P. M. A. Agricultura familiar no censo agropecuário 2006: o marco legal e as opções para sua identificação. **Estudos Sociedade e Agricultura**. Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, p. 127-157, abr./2010.

ELY, R. A. et al. Rural credit and the time allocation of agricultural households: the case of PRONAF in Brazil. **Working Paper**. PPGOM. UFPEL, 2017.

FAN, C. S. The luxury axiom, the wealth paradox, and child labor. **Journal of Economic Development**. v. 36, n. 3, p. 25-44, 2011.

FIGUEIREDO, E. A. *et al.* **Uma proposta para mensuração dos índices de desigualdade de oportunidade municipais**. Série Textos para Discussão (Working Papers) 15. Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGE, Universidade Federal da Paraíba, 2013.

FOGUEL, M. N. VELOSO, F. A. **Inequality of Opportunity in Daycare and Preschool Services in Brazil**. Fundação Getúlio Vargas/ Instituto Brasileiro de Economia/IBRE, 2012.

GARCIA, F., HELFAND, S. M., SOUZA, A. P. Transferencias monetarias condicionadas y políticas de desarrollo rural en Brasil: posibles sinergias entre Bolsa Familia y el PRONAF. **Protección, producción, promoción: explorando sinergias entre protección social y fomento productivo rural en América Latina** 1, 69 – 115, 2016.

GARCIAS, M. O. **Agricultura familiar e os impactos da restrição ao crédito rural: uma análise para diferentes níveis de mercantilização**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Piracicaba, 2014.

GARCIAS, M. O.; KASSOUF A. L. **Assessment of rural credit impact on land and labor productivity for Brazilian family farmers.** v.26 n.3 Nova Economia, 2016.

GUIDO W. I. **Matching Methods in Practice: Three Examples.** *Stanford University GSB, NBER and IZA.* Discussion Paper No. 8049 March 2014.

HASSANZADEH TAVAKOLI, F. *et al.* **A Mixed Method Study of the Relationship Between Cultural Capital of Senior High School English Teachers and Their Self-Efficacy in Iran's English Language Classrooms.** SAGE Open July-September, 2017.

HECKMAN, J.; LALONDE, R.; SMITH, J. The economics and econometrics of active labor market programs. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. (Eds.) **The Handbook of Labor Economics.** Amsterdam: North Holland, v. 3A, part. 6, cap. 31, p. 1865-2097, 1999.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário do Brasil 2017.** Rio de Janeiro: IBGE, 2019.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD contínua). 2017. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/multidominio/condicoes-de-vida-desigualdade-e-pobreza/17270-pnad-continua.html?edicao=23205&t=sobre>. Acesso jul 2020.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD contínua). 2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/multidominio/condicoes-de-vida-desigualdade-e-pobreza/17270-pnad-continua.html?edicao=26413&t=sobre>. Acesso jul 2020.

ICHINO, A., MEALLI, F. e NANNICINI, T. From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? **Journal of Applied Econometrics.** V. 23, n. 3, p. 305-327, 2008.

ILO- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. O que é trabalho infantil. 2020. Disponível em: https://www.ilo.org/brasil/temas/trabalho-infantil/WCMS_565163/lang--pt/index.htm. Acesso em: jul 2020.

ILO- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. Trabalho infantil. 2017. Disponível em: <https://www.ilo.org/brasil/temas/trabalho-infantil/lang--pt/index.htm>. Acesso em: jul 2020.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2017.** Brasília: Inep, 2018. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/básica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: agosto de 2019.

JAEGER; M. M. **Does Cultural Capital Really Affect Academic Achievement?** Working Paper Series. CSER WP No. 0001, 2010.

KASSOUF, A. L; DOS SANTOS, M. J. Trabalho infantil no meio rural brasileiro: evidências sobre o “paradoxo” da riqueza. **Economia Aplicada.** Vol.14 n.3 p 339-353, 2010.

LI, Q., E. Maasoumi and RACINE, J. S. A Nonparametric Test for Equality of Distributions with Mixed Categorical and Continuous Data. **Journal of Econometrics.** Volume 148, Issue 2, pp. 186-200., 2009.

MACHADO, D. C., GONZAGA, G. & FIRPO, S. P. A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula: a influência do nível de qualificação do professor. *In: Pesquisa e Planejamento Econômico*. V. 43 | n. 3 | dez. 2013.

MAIA, A. G., EUSÉBIO, G. S., SILVEIRA, R. L. Impact of microcredit on small-farm agricultural production: evidence from Brazil. *In: Annual Meeting*. Boston, Massachusetts. Agricultural and Applied Economics Association, 2016.

MATTEI, Lauro. Evolução do crédito do PRONAF para as categorias de agricultores familiares a e a/c entre 2000 e 2010. *Rev. Econ. NE*. Fortaleza, v. 45, n. 3, p. 58-69, jul-set., 2014.

MENDONÇA, M. P. **Trabalho infantil e PRONAF: Evidências do Paradoxo da Riqueza no Brasil Rural**. Dissertação (Mestrado em Economia) -Universidade Federal da Paraíba. Programa de Pós Graduação em Economia, João Pessoa, 2018.

MENEZES FILHO, N. A.; PINTO, C. C. X. **Avaliação econômica de projetos sociais**. 3. ed. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017.

MESQUITA, S. P.; RAMALHO, H. M. B. Trabalho infantil no Brasil urbano: Qual a importância da estrutura familiar? *Rev. Econ. Contemp.* Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 97-134, jan-abr/2015.

MESQUITA, S. P.; LIMA, R. R. O. Trabalho Infantil e Teoria do “U” Invertido: Evidências para o Brasil. *Análise Econômica*. Porto Alegre, v. 37, n. 72, p. 241-268, mar. 2019.

MESQUITA, S. P.; SOUZA, W. P. S. F. Child labor and family structure: the role of divorce. *International Journal of Social Economics*. Vol. 45 No. 10, pp. 1453-1468, 2018.

NANNICINI, T. Simulation-based sensitivity analysis for matching estimators. *Stata Journal*. V. 7, n. 3, p. 334-350, 2007.

RODRIGUES, L. de O. *et al.* **A note on performance differences between urban and rural schools in Brazil**. Revista Brasileira de Economia Vol. 74, No. 4 (Out-Dez), 2020.

ROEMER, J. **Equality of Opportunity**. New York: Harvard University Press, 1998.

ROSEMBAUM, P. R., RUBIN, D. B. The central role of propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*. Nova York, v. 70, n.1, p. 41-55, 1983.

ROSENBAUM, P. R. e RUBIN, D. B. Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in na Observational Study with Binary Outcome. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, v. 45, n. 2, p. 212-218, 1983.

SANTOS, A. M. A. e JACINTO, P. A. O Impacto do Programa Saúde da Família Sobre a Saúde das Crianças da Área Rural do Brasil. *Revista de economia e sociologia rural. RESR*, Piracicaba-SP, Vol. 55, Nº 02, p. 227-246, Abr./Jun. 2017.

SILVA, V. L. **Ensaio em economia da educação: efeitos da escola, programa mais educação e background familiar sobre o desempenho dos estudantes**. Tese (Doutorado em

Economia) - Universidade Federal do Ceará. Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2016.

SILVA, M. **Metáforas e entrelinhas da profissão docente**. São Paulo: Thomson, 2004.

SOARES, R. R., KRUGER, D., and BERTHELON, M. Household Choices of Child Labor and Schooling: A Simple Model with Application to Brazil. *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press. Volume 47, Number 1, 2012.

SOUZA; W P S de F.; MESQUITA, S. P.; OLIVEIRA, V. R. e SILVA, M. E. L. TRABALHO INFANTIL E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA: UMA ANÁLISE DO IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NAS ZONAS URBANA E RURAL DO BRASIL. *In: Pesquisa e Planejamento Econômico*. V. 49 | n. 2 | ago. 2019.

SOUZA, H. G.; TABOSA, F. J. S. **Desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior nos meios urbano e rural das regiões brasileiras**. XIII ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA – OUT. 2017.

SOUZA, W. P. S. de F. Desigualdade de oportunidades na educação fundamental brasileira: novas evidências a partir de um índice para o SAEB. **Ensaio FEE**. Porto Alegre, v. 38, n. 2, p. 329-356, set, 2017.

TRAMONTE, L; WILLMS, J. D. **Cultural capital and its effects on education outcomes**. *Economics of Education Review* 29, 200–213, 2010.

VOGT, C. de M. e FOCHEZATTO, A. Os efeitos da produção de orgânicos na renda dos municípios brasileiros. *Anais 48º Encontro Nacional de Economia - ANPEC*. Formato online, 2020.

WAHBA, J. Child Labor. **International Encyclopedia of the social & Behavioral Sciences**. University of Southampton, Southampton. p. 405-409. 2015.

WINK JUNIOR, M. V; RIBEIRO, F. G; FLORISSI, S. Capital cultural dos professores e seu impacto sobre o aprendizado das crianças. **Economia Aplicada**. V. 21, n. 2, pp. 339-379, 2017.

WINK JUNIOR, M. V. **Ensaio em economia da cultura e da educação**. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2014.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna*. 3. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2nd ed. The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England, 2010.

APÊNDICE

Tabela A1 – Estimações por MQO e VI para proficiência em Matemática- 5º ano, 2017.

(ln)mtsueb	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
Capital cultural do professor	0,147*** (0,003)	0,063*** (0,003)	0,047*** (0,004)	0,046*** (0,005)
PIB per capita			0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Sexo			0,004*** (0,001)	0,004*** (0,001)
Cor			0,029*** (0,001)	0,029*** (0,001)
Socio Econômico			0,022*** (0,000)	0,022*** (0,008)
Educ. da mãe			0,015*** (0,001)	0,015*** (0,001)
Educ. do pai			0,002 (0,001)	0,002 (0,001)
Mãe ler			0,032*** (0,002)	0,032*** (0,002)
Pai ler			0,008*** (0,001)	0,009*** (0,002)
Esc. do prof.				0,009*** (0,003)
Exper. prof.				0,009** (0,001)
Esc. do dir.				0,008* (0,004)
Exper. do Dir.				0,013*** (0,001)
Constante	5,412** (0,003)	5,472*** (0,001)	5,419*** (0,003)	5,396*** (0,006)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
Teste de instrumento: Est. F (Prob>F)	1,156 (0,000)	25,156 (0,000)	33,124 (0,000)	37,116 (0,000)
Teste de subidentificação (Hansen J statistic)	1,747 (0,186)	2,055 (0,151)	0,030 (0,863)	0,076 (0,782)
Obs	156.875	156.875	124.731	116.762

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

Tabela A2 – Estimações por MQO e VI para Língua Portuguesa- 5º ano, 2017.

(ln)lpsaeb	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
Capital cultural do professor	0,168*** (0,003)	0,094*** (0,004)	0,077*** (0,005)	0,076*** (0,005)
PIB per capita			0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Sexo			-0,062*** (0,001)	-0,006*** (0,001)
Cor			0,033*** (0,001)	0,032*** (0,001)
Socio Econômico			0,019*** (0,000)	0,019*** (0,001)
Educ. da mãe			0,020*** (0,001)	0,020*** (0,001)
Educ. do pai			0,003** (0,001)	0,004** (0,001)
Mãe ler			0,044*** (0,002)	0,044*** (0,003)
Pai ler			0,007*** (0,002)	0,008*** (0,002)
Esc. do prof.				0,010*** (0,003)
Exper. prof.				0,009*** (0,001)
Esc. do dir.				0,006 (0,005)
Exper. do Dir.				0,012*** (0,001)
Constante	5,358** (0,000)	5,405*** (0,001)	5,419*** (0,003)	5,353*** (0,007)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
Teste de instrumento: F (Prob>F)	1,156 (0,000)	25,156 (0,000)	33,124 (0,000)	37,116 (0,000)
Teste de subidentificação (Hansen J statistic)	2,276 (0,131)	2,052 (0,152)	0,005 (0,941)	0,005 (0,944)
Obs	156.875	156.875	124.731	116.762

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb, 2017 e Munic/IBGE 2014.

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%

Tabela 15 – Estimações por MQO e IV para Língua Portuguesa/urbana - 5º ano, 2017.

(ln)lpsaeb urbana	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
Capital cultural do prof.	0,019*** (0,000)	0,006*** (0,000)	0,004*** (0,000)	0,004*** (0,000)	0,151*** (0,003)	0,085*** (0,004)	0,069*** (0,005)	0,069*** (0,005)
PIB per capita			0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)			0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Sexo			-0,062*** (0,001)	-0,062*** (0,001)			-0,062*** (0,001)	-0,061*** (0,001)
Cor			0,033*** (0,001)	0,032*** (0,001)			0,034*** (0,001)	0,033*** (0,001)
Socioeconômico			0,012*** (0,000)	0,020*** (0,001)			0,018*** (0,001)	0,019*** (0,001)
Educ. da mãe			0,0172*** (0,001)	0,017*** (0,001)			0,018*** (0,001)	0,018*** (0,001)
Educ. do pai			0,004*** (0,001)	0,005*** (0,001)			0,002 (0,001)	0,003* (0,001)
Mãe ler			0,039*** (0,003)	0,038*** (0,003)			0,039*** (0,003)	0,039*** (0,003)
Pai ler			0,010*** (0,002)	0,010*** (0,002)			0,009*** (0,002)	0,009*** (0,002)
Esc. do prof.				0,015*** (0,003)				0,010*** (0,001)
Exper. prof.				0,005*** (0,001)				0,009*** (0,001)
Esc. do Dir.				0,008 (0,005)				0,003 (0,005)
Exper. do Dir.				0,017*** (0,001)				0,011*** (0,001)
Constante	5,370*** (0,000)	5,416*** (0,001)	5,377*** (0,003)	5,347*** (0,006)	5,364*** (0,000)	5,407*** (0,002)	5,380*** (0,003)	5,360*** (0,007)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Teste de instrumento: Estat F (Prob>F)					1,140 (0,000)	25,140 (0,000)	33,113 (0,000)	37,105 (0,000)
Teste de subidentificação (Hansen J statistic)					3,768 (0,052)	1,582 (0,208)	0,006 (0,937)	0,017 (0,895)
Obs	140.498	140.498	113.135	105.909	140.498	140.498	113.135	105.909

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

Tabela 16 – Estimações por MQO e IV para Língua Portuguesa/rural - 5º ano, 2017.

(ln)lpsaeb rural	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
Capital cultural do professor	0,021*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,005** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,231*** (0,016)	0,099*** (0,018)	0,095*** (0,026)	0,094*** (0,027)
PIB per capita			0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)			0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Sexo			-0,071*** (0,004)	-0,073*** (0,004)			-0,067*** (0,004)	-0,069*** (0,005)
Cor			0,018*** (0,004)	0,018*** (0,005)			0,022*** (0,005)	0,021*** (0,005)
Socioeconômico			0,015*** (0,003)	0,016*** (0,003)			0,012*** (0,003)	0,011*** (0,003)
Educ. da mãe			0,034*** (0,006)	0,035*** (0,006)			0,035*** (0,006)	0,036*** (0,006)
Educ. do pai			0,012* (0,006)	0,014** (0,006)			0,008 (0,007)	0,012 (0,007)
Mãe ler			0,081*** (0,008)	0,077*** (0,008)			0,081*** (0,009)	0,077*** (0,009)
Pai ler			-0,004 (0,006)	-0,006 (0,006)			-0,006 (0,006)	-0,007 (0,006)
Esc. do prof.				0,012 (0,008)				-0,000 (0,009)
Exper. prof.				0,000 (0,004)				0,014** (0,006)
Esc. do Dir.				0,019* (0,010)				0,007* (0,011)
Exper. do Dir.				0,021*** (0,005)				0,019*** (0,006)
Constante	5,260*** (0,002)	5,369*** (0,007)	5,315*** (0,013)	5,289*** (0,018)	5,345*** (0,007)	5,385*** (0,008)	5,349*** (0,016)	5,341*** (0,024)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Teste de instrumento: Estat F (Prob>F)					1,163 (0,000)	25,163 (0,000)	33,115 (0,000)	37,108 (0,000)
Teste de subidentificação (Hansen J statistic)					0,082 (0,775)	0,611 (0,434)	0,228 (0,627)	0,172 (0,678)
Obs	16.377	16.377	11.596	10.853	16.377	16.377	11.596	10.853

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

Tabela 17 - Decomposição quantílica das notas dos alunos de L. Portuguesa para área urbana.

Quantil	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
0,10	0,249*** (0,012)	0,137*** (0,014)	0,109*** (0,014)	0,107*** (0,017)
0,25	0,218*** (0,004)	0,114*** (0,010)	0,086*** (0,013)	0,084*** (0,012)
0,50	0,148*** (0,005)	0,084*** (0,004)	0,055*** (0,009)	0,055*** (0,011)
0,75	0,095*** (0,004)	0,052*** (0,008)	0,049*** (0,010)	0,048*** (0,011)
0,90	0,070*** (0,004)	0,046*** (0,005)	0,043*** (0,008)	0,044*** (0,008)
Obs	140.498			

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.

Tabela 18 - Decomposição quantílica das notas dos alunos de L. Portuguesa para área rural.

Quantil	MQ2E (1)	MQ2E (2)	MQ2E (3)	MQ2E (4)
0,10	0,266*** (0,041)	0,090 (0,058)	0,149** (0,060)	0,157** (0,0642)
0,25	0,2575*** (0,021)	0,076** (0,038)	0,072 (0,055)	0,063 (0,055)
0,50	0,289*** (0,030)	0,106*** (0,030)	0,063 (0,055)	0,055 (0,050)
0,75	0,198*** (0,027)	0,097** (0,039)	0,090** (0,036)	0,086*** (0,031)
0,90	0,131*** (0,038)	0,063 (0,047)	0,038 (0,052)	0,052* (0,055)
Obs	16.377			

Fonte: Elaboração a partir dos dados do Saeb (2017) e Munic/IBGE (2014).

Significância *** <1%, ** < 5% e * <10%.