

## Efeitos da estrutura familiar sobre as habilidades socioemocionais dos estudantes no ensino fundamental<sup>a</sup>

### *Effects of Family Structure on the Socio-Emotional Skills Of Students in Elementary School*

Sabrina Martins de Araújo<sup>b</sup> 

Universidade Federal da Bahia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Brasil

Cláudia Malbouisson<sup>c</sup> 

Universidade Federal da Bahia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Brasil

Wallace Patrick Santos de Farias Souza<sup>d</sup> 

Universidade Federal da Paraíba, Programa de Pós-Graduação em Economia, Brasil

Stélio Coêlho Lombardi Filho<sup>e</sup> 

Universidade Federal da Bahia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Brasil

**Resumo:** De modo geral, a literatura indica uma relação negativa entre viver em famílias não nucleares (sem ambos os pais biológicos) e os resultados infantis. O objetivo deste estudo é verificar se a estrutura familiar monoparental impacta as habilidades socioemocionais dos estudantes no ensino fundamental. Os dados utilizados foram coletados por meio da aplicação do instrumento SENNA a alunos do 5º ao 9º ano do município de Sobral-CE, no Nordeste brasileiro, em 2018. Estimou-se o efeito médio do tratamento a partir dos métodos *propensity score matching* e balanceamento por entropia. Os resultados apontam que viver em uma família monoparental impacta negativamente a autogestão dos alunos. Isto pode estar relacionado à menor disponibilidade de recursos e de tempo destas famílias para investir no monitoramento e interação com os filhos, afetando o desenvolvimento de competências da autogestão, tais como organização, foco e responsabilidade no contexto escolar.

Editor responsável: Diogo de Prince

<sup>a</sup> Submissão: 20/04/2022 | Aprovação: 24/03/2023 | DOI: 10.22456/2176-5456.123838

<sup>b</sup> [sabrinaeconomia@gmail.com](mailto:sabrinaeconomia@gmail.com)

<sup>c</sup> [claudiamalbo@gmail.com](mailto:claudiamalbo@gmail.com)

<sup>d</sup> [wpsfarias@gmail.com](mailto:wpsfarias@gmail.com)

<sup>e</sup> [stelio.filho@hotmail.com](mailto:stelio.filho@hotmail.com)

Todos os autores foram responsáveis pela concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, participação ativa na discussão dos resultados e revisão e aprovação da versão final.



Esta publicação está licenciada sob os termos de  
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

**Palavras-chave:** Estrutura familiar. Habilidades socioemocionais. Ensino fundamental.

**Abstract:** In general, the literature indicates a negative relationship between living in non-nuclear families (without both biological parents) and child outcomes. The aim of this study is to verify whether the single-parent family structure impacts the socio-emotional skills of students in elementary school. The data used were collected through the application of the SENNA instrument to students from the 5th to the 9th grade of the Sobral-CE municipality, in the Northeast of Brazil, in 2018. The average effect of the treatment was estimated using as methods propensity score matching and balancing by entropy. The results show that living in a single-parent family negatively impacts students' self-management. This may be related to the reduced availability of resources and time for these families to invest in monitoring and interacting with their children, affecting the development of self-management competencies, such as organization, focus and responsibility in the school context.

**Keywords:** Family structure. Socio-emotional skills. Elementary school.

**JEL:** J12. J13. I21. I24.

---

## 1. Introdução

Estudos sobre os determinantes do desempenho escolar, geralmente usados como *proxies* para a capacidade cognitiva, datam do Relatório Coleman (*Coleman Report*) de 1966 e destacam o papel do *background* familiar do estudante. Desde então, análises com base na função de produção educacional têm enfatizado, dentre os fatores de *background*, principalmente a renda, a educação e a ocupação dos pais<sup>1</sup>. Contudo, mudanças demográficas, sociais e culturais ocorridas desde meados dos anos 1960 promoveram uma maior diversificação dos arranjos familiares, com um maior número de filhos e filhas crescendo em lares não nucleares (sem ambos os pais biológicos)<sup>2</sup>. Tal constatação tem gerado preocupação quanto aos seus impactos sobre as crianças, chamando atenção para a estrutura familiar como uma importante variável contextual (MCLANAHAN, 2004; CID; STOKES, 2013; MESQUITA; SOUZA, 2016).

No Brasil, uma breve comparação entre os censos 2000 e 2010 revela uma queda no percentual de casais com filhos de 63,6% para 54,9%, aumento no percentual de casais sem filhos de 14,9% para 20,2%, de famílias monoparentais femininas de 15,3% para 16,2% e monoparentais masculinas de 1,9% para 2,4% (IBGE, 2010). Dentre os fatores que influenciaram a diversificação dos arranjos familiares estão a redução das taxas de fecundidade, atrasos na fecundidade e casamento, aumento das separações, recasamentos, coabitação e gravidez não conjugal, aumento da expectativa de vida e a maior participação da mulher no mercado de trabalho (MCLANAHAN, 2004; IBGE, 2010; ITABORAÍ, 2015).

Uma vez que o divórcio é uma das principais causas da reconfiguração das estruturas familiares nos anos recentes, dados da pesquisa Estatísticas do Registro Civil, realizada pelo IBGE, revelam que no Brasil o número de divórcios (judiciais e extrajudiciais) passou de 174.747, no ano 2009, para 331.185, em 2020, representando um aumento de 89,52%, com algumas oscilações ao longo desse período. Deve-se destacar que, em 2009, do total de divórcios judiciais, 40,2% foram de casais com filhos menores de idade, enquanto em 2020 esse percentual foi de

---

<sup>1</sup> Acerca da função de produção educacional ver, por exemplo, Hanushek (1970), Hanushek (1979), Krueger (1999), Pritchett e Filmer (1999), Todd e Wolpin (2003), Riani e Rios-Neto (2008), Almeida (2014), Franco e Menezes-Filho (2017) e Attanasio *et al.* (2020).

<sup>2</sup> A família não nuclear é também denominada não intacta e na maior parte da literatura está associada à famílias monoparentais, em que o filho vive somente com a mãe ou pai.

48,5%, o que revela um aumento do número de crianças em idade escolar com pais separados.

De acordo com Rasmussen (2009), o interesse dos economistas em estudar o efeito da estrutura familiar nos resultados dos filhos é recente, com a maioria das pesquisas concentrando-se principalmente nas áreas de psicologia e sociologia. De modo geral, as pesquisas indicam uma relação negativa entre famílias não nucleares e medidas de bem-estar dos filhos, tais como resultados educacionais, não cognitivos, de saúde, psicológicos e resultados do mercado de trabalho (MANSKI *et al.*, 1992; CARLSON; CORCORAN, 2001; ACKERMAN *et al.*, 2001; RASMUSSEN, 2009; MCLANAHAN; TACH; SCHNEIDER, 2013; AMATO; PATTERSON; BEATTIE, 2015; BZOSTEK; BERGER, 2017).

Ademais, a literatura aponta a existência de relações entre o desenvolvimento socioemocional de crianças e transições na estrutura familiar. Lee e McLanahan (2015), por exemplo, observam que crianças cuja estrutura familiar mudou de biparental para monoparental, ou que passaram por esse processo mais de uma vez, são mais afetadas negativamente (em relação àquelas cujo arranjo familiar mudou de monoparental para biparental), com efeitos mais pronunciados no desenvolvimento socioemocional. Em Bzostek e Berger, (2017), crianças nascidas de pais casados que se separaram apresentaram pior desenvolvimento socioemocional, ao passo que há poucas evidências de efeitos negativos para os filhos de pais coabitantes ou não-co-residentes que sofreram mudança no arranjo familiar.

Alguns trabalhos buscam no modelo de produção doméstica de Becker (1991) e na teoria do capital humano uma explicação do ponto de vista econômico para essa relação negativa entre arranjos familiares não nucleares (ou monoparentais) e resultados das crianças. Nos referidos modelos, a utilidade das famílias é função da quantidade e qualidade dos filhos (sucesso socioeconômico) e de outros bens intangíveis, como autoestima, saúde e altruísmo, que são produzidos e consumidos domesticamente. Isso significa que os pais investem tempo e recursos na produção de capital humano dos filhos e que investimentos adicionais aumentam o bem-estar da criança. Logo, pode-se concluir que em famílias monoparentais, como geralmente há menos tempo e dinheiro para investir nas crianças devido ao menor número de provedores em casa, isso pode afetar negativamente seus resultados (BECKER, 1991; BOGGESE, 1998; RASMUSSEN, 2009).

Cunha e Heckman (2007) destacam que a família possui um importante papel no desenvolvimento infantil (habilidades cognitivas e não cognitivas) por meio da genética, dos investimentos dos pais e de fatores ambientais, e incluem características parentais em seu modelo de formação de habilidades. Neste modelo, estoques mais altos de habilidades em um período criam estoques mais altos de habilidades no próximo período (autoprodutividade), e estoques de habilidades em um período tornam o investimento no período posterior mais produtivo (complementaridade dinâmica). Dessa forma, entende-se que se a estrutura familiar monoparental afeta o desenvolvimento infantil por meio do menor investimento, crianças de famílias monoparentais possuem um estoque de habilidades menor do que as crianças de famílias nucleares, o que torna menos eficiente o aprendizado futuro dessas competências, tornando-as mais desfavorecidas economicamente.

Nesta direção, cabe considerar que a guarda compartilhada poderia ser benéfico para o desenvolvimento dos filhos. Contudo, a literatura apresenta resultados ambíguos (MAITI, 2015). A maioria destes trabalhos explora o efeito da guarda compartilhada considerando as diferenças em sua implementação entre os estados americanos. Leo (2008) verifica que crianças de famílias separadas que cresceram sob guarda compartilhada têm maior nível educacional. Por seu turno, Chen (2020) encontra que a guarda compartilhada reduz a probabilidade de conclusão do ensino médio para meninos e meninas. Já Maiti (2015) verifica que crescer num regime de guarda compartilhada leva a piores resultados futuros, como a maior probabilidade de abandono do ensino médio, menor probabilidade de concluir uma faculdade e piores resultados no mercado de trabalho. Para Halla (2015), a limitação de dados e evidências empíricas sobre guarda compartilhada impede a obtenção de resultados mais sólidos.

No que tange às variáveis de resultados estudadas, a maioria dos trabalhos sobre o tema concentra-se em aspectos educacionais, como as habilidades cognitivas, por serem tradicionalmente conhecidas como determinantes do sucesso socioeconômico, conforme apontado pela literatura sobre capital humano e sinalização (HECKMAN; RUBINSTEIN, 2001). Contudo, pesquisas recentes apontam que as habilidades não cognitivas, ou socioemocionais, são tão importantes quanto os atributos cognitivos na produção de resultados do mercado de trabalho, escolares, de saúde, e de comportamento social e de risco (CARNEIRO; HECKMAN, 2003; HECKMAN; STIXRUD; URZUA, 2006; CARNEIRO;

CRAWFORD; GOODMAN, 2007; HECKMAN, 2008; SANTOS; PRIMI, 2014; SANTOS; BERLINGERI; CASTILHO, 2017), o que mostra a relevância de se estudar o efeito da família monoparental sobre a formação e desenvolvimento dessas habilidades.

Competências não cognitivas envolvem características comportamentais, geralmente associadas a traços de personalidade, tais como perseverança, autonomia, curiosidade, persistência, responsabilidade, cooperação e motivação. Essas competências diferem das habilidades cognitivas, basicamente mensuradas por testes de QI (Quociente de Inteligência), os quais segundo Gardner (1994) se aplicam a inteligências como a lógica-matemática e linguística (além da espacial), e também, representadas por variáveis escolares relativas ao desempenho educacional, como os resultados de testes padronizados (FARKAS, 2003; CUNHA; HECKMAN, 2009; SANTOS, 2014; MACANA, 2014; SANTOS; PRIMI, 2014; SANTOS; BERLINGERI; CASTILHO, 2017; SILVA JUNIOR, 2017).

Dessa forma, diante da maior preocupação quanto aos impactos das mudanças nos arranjos familiares sobre as crianças e da maior atenção dada ao estudo das habilidades socioemocionais, o objetivo deste artigo é verificar se a estrutura familiar monoparental impacta as habilidades socioemocionais dos estudantes no ensino fundamental. Com isso, busca-se contribuir com a literatura econômica no sentido de avançar sobre uma discussão ainda pouco explorada, qual seja: o efeito da estrutura familiar nas habilidades não cognitivas. Além disso, a presente pesquisa também avança ao considerar uma maior diversidade de competências socioemocionais (cinco diferentes atributos), ao passo que os estudos até o momento vêm se concentrando em um número reduzido dessas características.

Para este fim, foram utilizados dados coletados por meio do instrumento SENNA, aplicado a alunos do 5º ao 9º ano das escolas públicas da cidade de Sobral-CE, no Nordeste brasileiro, em 2018<sup>3</sup>. A estratégia empírica consistiu em estimar o efeito médio do tratamento comparando dois grupos de indivíduos com características observáveis semelhantes, de forma que a única diferença entre eles

---

<sup>3</sup> A base de dados não é de acesso livre. O instrumento SENNA já foi aplicado em outros municípios e estados, mas os dados são restritos. Dessa forma, a escolha da base se justifica porque a presente pesquisa só obteve acesso aos dados do município de Sobral, para o ano 2018.

fosse a estrutura familiar. Para tanto, empregou-se os métodos *propensity score matching* e balanceamento por entropia.

Este trabalho está organizado em cinco seções, incluindo essa introdução. A segunda seção apresenta a revisão da literatura. A seção subsequente trata da metodologia utilizada para o desenvolvimento da pesquisa, como dados, variáveis, estatísticas descritivas e estratégia empírica. A quarta seção apresenta e discute os resultados do estudo. Finalmente, na quinta e última seção tem-se as considerações finais.

## 2. Revisão de literatura

McLanahan (1985) destaca quatro possíveis hipóteses que explicam o efeito da estrutura familiar no bem-estar das crianças. A primeira é a hipótese sem efeitos, que indica que qualquer relação direta entre a estrutura familiar monoparental e os resultados dos filhos seria decorrente do fracasso em controlar fatores de *background*, como raça, educação e ocupação dos pais. A segunda é a abordagem da privação econômica, para a qual o pior resultado dos filhos de famílias monoparentais seria consequência do menor nível de renda da família devido à ausência de um dos pais. A terceira é a hipótese da ausência do pai, que enfatiza a importância do modelo masculino para o desenvolvimento cognitivo e emocional das crianças. Por último, tem-se a hipótese do estresse familiar, que aponta que a ruptura conjugal é uma fonte de estresse para os filhos, impactando-os negativamente.

As hipóteses abordadas são as mais estudadas e estão relacionadas ao debate em torno da seleção ou causalidade como explicações para a relação entre resultados infantis e estrutura familiar. Com relação a essa discussão, McLanahan, Tach e Schneider (2013) realizam uma análise da literatura sobre os efeitos causais da ausência do pai no bem-estar da criança, levando em conta as diferentes metodologias adotadas. Os autores concluem que mesmo abordagens mais rigorosas continuam documentando efeitos negativos (embora menores) da ausência do pai nos resultados dos filhos. As evidências são mais fortes para o desenvolvimento socioemocional das crianças<sup>4</sup>, para a conclusão do ensino médio

---

<sup>4</sup> Destaca-se principalmente o aumento no comportamento externalizante (agressão e atenção).

no caso dos adolescentes, e para a saúde mental (problemas psicológicos) dos filhos na vida adulta.

Considerando variáveis educacionais, McLanahan (1985) estuda a relação entre estrutura familiar e reprodução da pobreza nos Estados Unidos, utilizando como variáveis de resultado o aluno estar na escola aos 17 anos e a conclusão do ensino médio, sendo esta última vista como importante preditora da pobreza persistente. A partir de um modelo *logit*, os resultados indicam que crescer em uma família chefiada por mulheres aumenta o risco de pobreza, mas não por causa da ausência do pai em si. A privação econômica e o estresse associado à ruptura familiar são as principais explicações.

Em trabalho mais recente, Cid e Stokes (2013) avaliam o efeito da estrutura familiar sobre o abandono e o atraso escolar das crianças no Uruguai. Utilizando variáveis instrumentais e *propensity score matching* (PSM), seus resultados apontam que ser criado em uma família não tradicional (com um dos pais biológicos) está significativamente relacionado ao maior abandono e atraso escolar para meninos, com resultados mais suaves para meninas.

Já Santín e Sicilia (2016) examinam o efeito da família não-nuclear na reprovação e no desempenho em matemática de alunos do quarto ano do ensino fundamental e segundo ano do ensino médio na Espanha. Os autores empregam, além do *logit* e do MQO, o método PSM, e verificam impacto significativo na reprovação, principalmente para alunos mais velhos. Quanto ao desempenho em matemática, constata-se efeito consistentemente negativo apenas no ensino médio.

No Brasil, Vasconcelos, Ribeiro e Fernandez (2017) estudam a influência da estrutura familiar no atraso escolar. A pesquisa utiliza dados do Censo Demográfico de 2010 e o percentual de pessoas religiosas nos municípios brasileiros como variável instrumental. A partir disso, encontra-se que crianças que moram com pai (ou padrasto) e mãe (ou madrasta) têm menor probabilidade de estarem defasadas na escola, sendo este efeito mais forte em crianças de 6 a 10 anos de idade do que entre crianças de 11 a 14 anos.

Outros trabalhos da literatura consideram, além de variáveis educacionais, resultados comportamentais ou não cognitivos. Carlson e Corcoran (2001), por

exemplo, examinam o efeito de diferentes estruturas familiares<sup>5</sup> sobre o desempenho em leitura e matemática e sobre problemas comportamentais de crianças americanas. Quando apenas as características individuais são controladas, em relação às famílias biparentais, crianças de todas as demais estruturas familiares apresentaram maiores problemas comportamentais e pontuações mais baixas nos testes cognitivos. A renda familiar, a saúde mental da mãe e a socialização dos pais mostraram-se importantes canais de transmissão para o comportamento das crianças. Para os resultados cognitivos, a renda familiar e a aptidão materna apresentaram efeitos maiores.

Com foco em resultados não cognitivos, Ackerman *et al.* (2001) estudam a relação entre estrutura familiar e o comportamento externalizante, medida que envolve comportamentos agressivos e delinquentes, de crianças de 6 e 7 anos de famílias economicamente desfavorecidas. O estudo utiliza uma amostra do programa *Head Start* nos Estados Unidos e verifica que comportamentos problemáticos são maiores em crianças de famílias não casadas (*status* de coabitação e monoparental) do que de famílias intactas, como observado em Carlson e Corcoran (2001).

Ainda dentro desse contexto, Bzostek e Berger (2017), a partir de dados do *Fragile Families and Child Wellbeing Study* (FFCWS), encontram associações entre instabilidade familiar e pior desenvolvimento sociemocional (problemas de comportamento agressivo, retraído e ansioso/depressivo) principalmente para crianças nascidas de pais casados, o que reflete a influência da separação dos pais.

Rasmussen (2009), por seu turno, adicionalmente aos resultados educacionais e comportamentais, considera resultados de saúde dos filhos. A autora pesquisa o impacto dos "choques" na estrutura familiar sobre o bem-estar das crianças na Dinamarca. Realizando estimativas *probit* e MQO, os resultados indicam que crianças que sofreram mudanças na estrutura familiar parecem ter piores resultados educacionais e maiores propensões a serem hospitalizadas e praticarem crimes. Uma análise com base no método de diferenças em diferenças para os resultados de saúde sugere um efeito causal de choques na estrutura familiar sobre os filhos.

---

<sup>5</sup> Tipos de família com base no estado civil das mães desde o nascimento do filho: dois pais todos os anos (categoria omitida), monoparental todos os anos, monoparental a dois pais, dois pais a monoparental e múltiplas transições na estrutura familiar (CARLSON; CORCORAN, 2001).

Ayllón e Ferreira-Batista (2015) também examinam o impacto da estrutura familiar na saúde (estatura para a idade) da criança. O estudo é realizado para o Brasil com base em dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, e encontra que crianças criadas por mãe solteira apresentaram uma estatura para idade menor do que crianças com características semelhantes que vivem com ambos os pais. Ainda para o Brasil, Mesquita (2015) avalia a importância da estrutura familiar na determinação do trabalho infantil, a partir de dados do Censo Demográfico de 2010. Seus resultados mostram que crianças em famílias monoparentais têm maior probabilidade de trabalhar em relação àquelas em lares biparentais chefiados pelo pai, sendo a família monoparental com mãe não viúva o cenário mais desfavorável.

Como é possível observar, existem poucos trabalhos que exploram o papel da estrutura familiar nos resultados dos filhos no Brasil, o que revela uma lacuna a ser preenchida, principalmente em termos de sua importância para a formação e o desenvolvimento de habilidades não cognitivas. Além disso, a grande maioria dos trabalhos na literatura internacional enfatiza um número restrito de competências socioemocionais, focando principalmente em medidas de comportamento agressivo, delinquente, ansioso e depressivo, também representando uma brecha na literatura. O presente estudo busca contribuir no que tange a esses pontos.

### 3. Metodologia

Esta seção apresenta os procedimentos metodológicos empregados para atender ao objetivo proposto, tais como dados, variáveis, estatísticas descritivas e estratégia empírica.

#### 3.1 Dados, variáveis e estatísticas descritivas

Os dados socioemocionais utilizados neste trabalho são relativos aos alunos do 5º ao 9º ano do ensino fundamental. Estes dados foram obtidos por meio da aplicação do instrumento SENNA (*Social and Emotional or Non-cognitive Nationwide Assessment*), no ano de 2018, para estudantes da rede municipal de educação de Sobral, município do estado do Ceará, no Nordeste brasileiro. Responderam ao questionário 12.217 alunos. Também foram utilizados dados de um questionário socioeconômico, aplicado em conjunto com o SENNA, que coletou informações dos alunos referentes às características individuais, do contexto

familiar, econômico e da violência em casa e na escola. Os questionários foram aplicados ao longo de três dias por pesquisadores do Laboratório de Estudos e Pesquisas em Economia Social (LEPES) da USP/RP.

O SENNA é uma ferramenta de mensuração de competências socioemocionais no contexto escolar. Essa ferramenta é resultado de um projeto realizado pelo Instituto Ayrton Senna (IAS) em parceria com o Centro para Pesquisa e Inovação Educacional (CERI) da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). O referido projeto teve como objetivo elaborar um instrumento confiável para mensuração de atributos socioemocionais, a fim de subsidiar gestores e educadores na elaboração e monitoramento de políticas públicas educacionais, além de pesquisas acadêmicas sobre o tema (SANTOS; PRIMI, 2014).

A versão mais recente dessa ferramenta é o SENNA 2.0, desenvolvida por Primi *et al.* (2021). Esse instrumento avalia cinco macrocompetências socioemocionais<sup>6</sup>, que são as variáveis dependentes estudadas neste artigo, e podem ser descritas da seguinte forma (SANTOS; PRIMI, 2014):

- **Autogestão (Conscienciosidade):** tendência a ser organizado, esforçado e responsável. O indivíduo é caracterizado como eficiente, organizado, autônomo, disciplinado, não impulsivo e orientado para seus objetivos.
- **Engajamento com os outros (Extroversão):** orientação de interesses e energia em direção ao mundo externo de pessoas e coisas (ao invés do mundo interno da experiência subjetiva). O indivíduo extrovertido é caracterizado como amigável, sociável, autoconfiante, energético, aventureiro e entusiasmado.
- **Amabilidade:** tendência a agir de modo cooperativo e não egoísta. O indivíduo amável ou cooperativo se caracteriza como tolerante, altruísta, modesto, simpático, não teimoso e objetivo.
- **Resiliência emocional (Estabilidade emocional ou Neuroticismo):** é definida como a previsibilidade e consistência de reações emocionais, sem mudanças bruscas de humor. O indivíduo emocionalmente instável é caracterizado como preocupado, irritadiço, introspectivo, impulsivo, não autoconfiante, podendo manifestar depressão e desordens de ansiedade.

---

<sup>6</sup> Estes cinco grandes domínios se desdobram em dezessete competências menores.

- **Abertura ao novo (Abertura a novas experiências):** tendência a ser aberto a novas experiências estéticas, culturais e intelectuais. O indivíduo aberto a novas experiências caracteriza-se como imaginativo, artístico, excitável, curioso, não convencional e com amplos interesses.

As variáveis explicativas incluem, além da estrutura familiar, grupos de controles que possibilitam avaliar mais adequadamente o efeito da estrutura familiar sobre as habilidades socioemocionais, a saber: características individuais, do ambiente familiar e variáveis que captam possíveis efeitos dos pares (ou *peer effects*). A Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis utilizadas.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

Variáveis	Descrição
Habilidades socioemocionais	
Autogestão	Análise fatorial/TRI a partir de questionário socioemocional
Engajamento com os outros	
Amabilidade	
Resiliência emocional	
Abertura ao novo	
Variáveis explicativas	
Estrutura familiar	
Monoparental	Dummy (1= monoparental chefiada pela mãe ou pai; 0=biparental)
Características individuais	
Sexo	Dummy (1= masculino; 0=feminino)
Raça	Dummy (1= brancos; 0=não brancos)
Idade	Variável contínua
Ambiente familiar	
Educação da mãe	4 categorias (menos que EF, EF, EM, ES/Pós <sup>1</sup> )
Bolsa família	Dummy (1= recebe; 0=não recebe)
Irmãos	Variável contínua: número de irmãos
Envolvimento mãe	Dummy (1= mãe ajuda a estudar; 0=caso contrário)
Envolvimento pai	Dummy (1= pai ajuda a estudar; 0=caso contrário)
Livros	5 categorias (menos de 20, entre 20 e 50, entre 50 e 80, entre 80 e 100, mais de 100)
Violência domiciliar	Índice obtido por meio de análise de componentes principais para variáveis categóricas, usando respostas a perguntas relativas a se o aluno presencia ou sofre violência em casa
Presença de gangues no bairro	Dummy (1= há membros de gangues no bairro; 0=caso contrário)
Peer Effects	
Anigos em gangues	Dummy (1= tem amigos em gangues; 0=caso contrário)
Atividades de risco	Dummy (1= já se envolveu em atividade de risco como briga, crime, etc, por influência; 0=caso contrário)

Fonte: elaboração própria. Nota: <sup>1</sup>Menos que EF - Menos que o ensino fundamental; EF - Ensino fundamental completo; EM - Ensino médio completo; ES/Pós - Superior completo e/ou pós-graduação.

Na Tabela 2, as estatísticas descritivas da amostra utilizada indicam que 40,7% dos estudantes vivem em famílias monoparentais, ou seja, residem apenas com a mãe ou o pai. Quanto às características individuais, 50, 1% são do sexo masculino, 15,4% são brancos e a idade média é de cerca de 13 anos.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas da amostra

	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<b>Habilidades socioemocionais</b>				
Autogestão	0	1	-3,6133	2,6246
Engajamento com os outros	0	1	-4,1295	3,4256
Amabilidade	0	1	-4,2746	3,2106
Resiliência emocional	0	1	-3,7736	3,5614
Abertura ao novo	0	1	-3,3795	2,7890
<b>Estrutura familiar</b>				
Família monoparental	0,4075	0,4914	0	1
<b>Características individuais</b>				
Sexo	0,5013	0,5001	0	1
Raça	0,1537	0,3607	0	1
Idade	12,7433	1,4638	10	17
<b>Ambiente familiar</b>				
<i>Educação da mãe</i>				
Menos que EF	0,2764	0,4473	0	1
EF	0,2668	0,4423	0	1
EM médio	0,3524	0,4778	0	1
ES/Pós	0,1044	0,3058	0	1
Bolsa família	0,5275	0,4993	0	1
Irmãos	2,4111	1,8174	0	7
Envolvimento mãe	0,1790	0,3834	0	1
Envolvimento pai	0,0623	0,2417	0	1
<i>Livros</i>				
Menos de 20	0,6562	0,4750	0	1
Entre 20 e 50	0,2069	0,4051	0	1
Entre 50 e 80	0,0669	0,2498	0	1
Entre 80 e 100	0,0392	0,1941	0	1
Mais de 100	0,0308	0,1728	0	1
Violência domiciliar	-0,1568	0,7897	-0,5849	4,3172
Presença de gangues no bairro	0,4734	0,4994	0	1
<b>Peer Effects</b>				
Amigos em gangues	0,1513	0,3584	0	1
Atividades de risco	0,1080	0,3104	0	1
Números de observações	4.157			

Fonte: elaboração própria.

Variáveis do ambiente familiar são centrais nas análises, tanto por sua influência nas variáveis de resultados estudadas, quanto porque podem estar relacionadas à probabilidade de viver em uma família monoparental. A educação

da mãe e o bolsa família (*proxy* para o *status* de pobreza) captam as condições econômicas das famílias (MCLANAHAN, 1985; BOGGESE, 1998; RASMUSSEN; 2009; AMATO; PATTERSON; BEATTIE, 2015; AYLLÓN; FERREIRA-BATISTA, 2015). Observa-se que pouco mais de 45% das mães possuem ao menos o ensino médio completo, e aproximadamente 53% dos estudantes afirmam que alguém em casa recebe bolsa família.

A variável referente ao número de irmãos também pode representar maior restrição econômica para o investimento no desenvolvimento das habilidades dos filhos. Nessa linha, os dados indicam que os estudantes possuem, em média, dois irmãos. No que tange ao envolvimento entre pais e filhos, de modo geral, a literatura aponta que pais mais engajados têm maior efeito positivo no desenvolvimento das habilidades dos filhos. Destaca-se ainda que esse engajamento pode diferir de acordo com a estrutura familiar (CARLSON; CORCORAN, 2001; ASTONE; MCLANAHAN, 1991; SANTÍN; SICILIA, 2016). Na amostra, cerca de 18% das mães e 6% dos pais ajudam os filhos a estudar.

O número de livros no domicílio é um indicador do capital cultural da família, que para Bourdieu (1979) determina os resultados dos estudantes e a desigualdade educacional. Verifica-se que mais de 65% dos alunos possuíam, em média, menos de 20 livros em casa, enquanto apenas cerca de 3% possuíam mais de 100 livros. Já a variável violência domiciliar representa a qualidade do ambiente emocional da família, podendo captar o estresse devido ao conflito familiar (CARLSON; CORCORAN, 2001; ACKERMAN *et al.*, 2001; LEE; MCLANAHAN, 2015), com possível grande impacto negativo no aprendizado das crianças e adolescentes. Neste trabalho, quanto maior o valor do índice de violência domiciliar, maior a exposição do estudante à violência em casa.

Quanto à presença de membros de gangues no bairro, pode-se dizer que essa variável representa tanto o *status* econômico da família, quanto a maior exposição dos filhos à violência externa. Observa-se que aproximadamente 47% das estudantes da amostra afirmam viver em bairros onde existem membros de gangues. Por fim, tem-se o grupo de variáveis de controle que capta a influência dos pares nas habilidades socioemocionais dos estudantes, bem como o possível menor monitoramento das famílias. Em média, 15% dos alunos da amostra afirmam ter amigos em gangues e 11% já se envolveram em atividades de risco (briga, crime, etc)

por influência externa. O efeito de vizinhança e a influência dos pares são discutidos em Carlson e Corcoran (2001).

### 3.2 Estratégia empírica

Para analisar o efeito da estrutura familiar sobre as habilidades não cognitivas dos estudantes é possível realizar uma estimação para cada competência socioemocional com base na seguinte equação:

$$Y_i = \alpha + \beta F_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que:  $Y_i$  corresponde às variáveis dependentes, quais sejam: autogestão, engajamento com os outros, amabilidade, resiliência emocional e abertura ao novo;  $F_i$  é uma *dummy* que assume valor 1 se a família é monoparental (chefiada pela mãe ou pai) e 0 se biparental;  $X_i$  é um vetor de variáveis de controle que inclui características individuais, da família e dos pares (vide Tabela 1); e  $\varepsilon_i$  é o termo de erro.

Contudo, para que a equação (1) forneça uma estimativa não viesada e consistente do impacto da estrutura familiar sobre as habilidades socioemocionais, seria necessário que os estudantes estivessem distribuídos aleatoriamente entre famílias monoparentais e biparentais. Ou seja, que a estrutura familiar fosse um evento aleatório não correlacionado com outras variáveis observáveis e não observáveis que também afetam  $Y$ . Como isso não ocorre, a relação de interesse estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode ser viesada e inconsistente.

Visando lidar com este problema, aplica-se uma estratégia de identificação que busca comparar dois grupos de indivíduos com características observáveis semelhantes, de forma que a única diferença entre eles seja a estrutura familiar. Primeiramente, foi empregado o método de pareamento pelo score de propensão, *Propensity Score Matching* (PSM), para estimar o efeito médio do tratamento. Em seguida, como forma de robustez, foi utilizado o procedimento de balanceamento por entropia. Estes dois métodos são apresentados nas subseções a seguir.

### 3.2.1 Propensity Score Matching

Formalmente, considere  $Y_i$  o resultado observado do estudante  $i$ , que representa cada habilidade socioemocional. Existem dois resultados potenciais,  $Y_{1,i}$  é o resultado potencial quando o estudante  $i$  recebe o tratamento, ou seja, quando  $F_i = 1$  (família monoparental); caso contrário, o resultado potencial é  $Y_{0,i}$ , quando  $F_i = 0$  (família biparental). Dessa forma, o resultado observado para cada estudante é:

$$Y_i = Y_{0,i} + F_i(Y_{1,i} - Y_{0,i}) \quad (2)$$

O efeito causal do tratamento sobre cada habilidade socioemocional é dado pela diferença entre o resultado potencial do estudante  $i$  quando sua família é monoparental e o resultado potencial quando sua família é biparental. Contudo, segundo Imbens e Wooldridge (2009), é impossível observar um mesmo indivíduo simultaneamente submetido e não submetido ao tratamento, o que Holland (1986) chama de problema fundamental de inferência causal. Assim, considerando o efeito médio do tratamento sobre os tratados (*average treatment effect on the treated* - ATT) essa diferença é:

$$\beta_{ATT} = E[Y_{1,i} - Y_{0,i} | F_i = 1] = E[Y_{1,i} | F_i = 1] - E[Y_{0,i} | F_i = 1] \quad (3)$$

em que  $E[Y_{1,i} | F_i = 1]$  é o resultado médio na população de indivíduos sujeitos ao tratamento; e  $E[Y_{0,i} | F_i = 1]$  é o resultado médio dos indivíduos sujeitos ao tratamento, caso não tivessem recebido o tratamento. Esse segundo componente também não pode ser observado, porém é possível criar um grupo de controle que permite obter uma estimativa consistente para o mesmo. Isto pode ser feito por meio da aplicação do PSM, método desenvolvido por Rosenbaum e Rubin (1983), que busca criar um grupo de controle (grupo de comparação ou contrafactual) semelhante ao grupo de tratamento, a partir de uma função do vetor de covariáveis observadas,  $X$ . Essa função é o score de propensão, que é a probabilidade condicional de receber o tratamento dado o conjunto de variáveis observáveis:

$$P(X) = Pr(F = 1 | X) \quad (4)$$

Isso seria suficiente para remover o viés de seleção associado com as características observadas que afetam simultaneamente a atribuição ao tratamento e os resultados potenciais. Contudo, deve-se destacar que a validade desse método depende do atendimento às hipóteses de independência condicional e de suporte

comum. A primeira suposição requer que os resultados potenciais  $Y$  sejam independentes da atribuição do tratamento, dado o vetor de covariáveis observáveis  $X$ , o que garante que o tratamento é baseado inteiramente nas características observadas. A segunda hipótese assegura que indivíduos no grupo de tratamento com características  $X$  tenham correspondentes no grupo de controle (ROSENBAUM; RUBIN, 1983; CALIENDO; KOPEINIG, 2005; IMBENS; WOOLDRIDGE, 2009). Respeitadas essas suposições, o estimador do PSM para o ATT é dado por<sup>7</sup>:

$$\beta_{ATT} = E_{P(X)|F=1} \{E[Y(1)|F = 1, P(X)] - E[Y(0)|F = 0, P(X)]\} \quad (5)$$

em que a primeira parte do lado direito da equação representa o valor esperado da habilidade socioemocional do estudante do grupo de tratamento (família monoparental) com probabilidade  $P(X)$  de pertencer a essa estrutura familiar; e a segunda parte representa o valor esperado da habilidade socioemocional do indivíduo do grupo de controle (família biparental), mas com o mesmo conjunto de características que os estudantes do grupo de tratamento e, assim, com a mesma probabilidade  $P(X)$  de receber o tratamento.

A estimação do escore de propensão geralmente é realizada com base em modelos de probabilidade binária *probit* ou *logit*. No presente estudo, foi utilizado o modelo *logit*. A partir da obtenção deste escore, o pareamento do grupo de tratamento com o grupo de controle pode ser feito recorrendo-se a diferentes métodos no que tange aos pesos atribuídos aos vizinhos dos indivíduos tratados, tal como descrito em Caliendo e Kopeinig (2005) e Smith e Todd (2005).

Neste trabalho, optou-se por empregar os algoritmos *kernel*, que usa uma média ponderada das observações não tratadas para criar o contrafactual para as observações do grupo tratado; *nearest neighbor* (vizinho mais próximo correspondente - NN), que para cada indivíduo do grupo de tratamento seleciona o indivíduo do grupo de comparação com escore de propensão mais próximo, cujo pareamento pode ser feito com ou sem substituição (utilizaram-se cinco vizinhos mais próximos); *no replacement* (sem substituição), que realiza comparação entre pares de indivíduos sem reposição; e *radius*, que combina cada indivíduo do grupo tratado com o indivíduo do grupo controle dentro de um limite pré-determinado

<sup>7</sup> Deve-se ressaltar que se houverem variáveis não observáveis correlacionadas tanto com o tratamento, quanto com o resultado potencial do indivíduo, a estimação ainda estará sujeita a um viés (PINTO, 2017).

entre os escores propensão (utilizou-se *caliper* de 0,1) (CALIENDO; KOPEINIG, 2005; SMITH; TODD, 2005; KHANDKER; KOOLWAL; SAMAD, 2010).

Com o intuito de verificar o atendimento da hipótese de suporte comum e a qualidade do balanceamento, foram realizadas análises gráficas da distribuição do escore de propensão e aplicou-se o *P-test*, respectivamente.

### 3.2.2 Balanceamento por entropia

O balanceamento por entropia, assim como o PSM, é um método que permite criar amostras equilibradas para a estimativa subsequente dos efeitos do tratamento. Trata-se de um procedimento que envolve um esquema de reponderação que atribui um peso escalar a cada unidade da amostra, de modo que os grupos reponderados satisfaçam um conjunto de restrições de balanceamento que são impostas aos momentos das distribuições das covariáveis. Assim, ajusta de forma exata o primeiro, segundo e possivelmente momentos mais altos das distribuições das covariáveis nos grupos de tratamento e controle (HAINMUELLER, 2012).

Com o objetivo de reponderar o grupo de controle para corresponder com os momentos do grupo de tratamento, a fim de posteriormente estimar o ATT,  $\beta_{ATT} = E[Y(1)|F = 1] - E[Y(0)|F = 1]$ , usando a diferença nos resultados médios entre o grupo de tratamento e o grupo de controle reponderado, a média contrafactual pode ser estimada por:

$$E[\widehat{Y(0)}|F = 1] = \frac{\sum_{\{i|F=0\}} Y_i w_i}{\sum_{\{i|F=0\}} w_i} \quad (6)$$

em que  $w_i$  é um peso escolhido para cada unidade de controle. Os pesos são escolhidos pelo seguinte esquema de reponderação:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|F=0\}} h(w_i) \quad (7)$$

sujeito às seguintes restrições de equilíbrio e normalização:

$$\sum_{\{i|F=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \text{ com } r \in 1, \dots, R \text{ e} \quad (8)$$

$$\sum_{\{i|F=0\}} w_i = 1 \text{ e} \quad (9)$$

$$w_i \geq 0 \text{ para todo } i \text{ tal que } F = 0, \quad (10)$$

em que  $h(\cdot)$  é uma métrica de distância e  $c_{ri}(X_i) = m_r$  descreve um conjunto de restrições de balanceamento  $R$  impostas aos momentos das covariáveis do grupo de controle reponderado.

A métrica de distância é definida como  $h(w_i) = w_i \log(w_i/q_i)$ , com peso estimado  $w_i$  e peso base  $q_i$ . As restrições de equilíbrio são impostas para equalizar os momentos das distribuições das covariáveis dos grupos de tratamento e controle reponderado. Uma restrição de balanceamento típica é formulada com  $m_r$  contendo o momento de uma determinada covariável  $X_j$  do grupo de tratamento, enquanto as funções de momento para o grupo de controle são especificadas como  $c_{ri}(X_{ij}) = X_{ij}^r$  ou  $c_{ri}(X_{ij}) = (X_{ij} - \mu_j)^r$  com média  $\mu_j$ . As equações 9 e 10 são restrições de normalização. A primeira condição implica que os pesos somam uma constante de normalização um. Esta escolha é arbitrária e outras constantes podem ser usadas. Já a segunda condição implica em uma restrição de não negatividade porque a métrica de distância não é definida para valores de peso negativos.

Resumidamente, o método de balanceamento por entropia pode ser entendido como uma generalização da abordagem de ponderação do escore de propensão convencional. Sua principal vantagem é ajustar diretamente os pesos unitários aos momentos conhecidos da amostra, de forma que o casamento exato dos momentos seja obtido. Neste caso, a verificação de balanceamento convencional não é mais necessária<sup>8</sup>. Ele ainda garante que o balanceamento melhore em todos os momentos das covariáveis incluídos na reponderação. Outra vantagem é que os pesos que resultam do balanceamento por entropia podem ser passados para quase qualquer estimador padrão para estimativa dos efeitos do tratamento.

#### 4. Resultados

Nesta seção são discutidos os resultados da pesquisa. Os efeitos da estrutura familiar sobre cada uma das habilidades socioemocionais foram analisados

<sup>8</sup> Na abordagem de ponderação do escore de propensão o pesquisador primeiro estima os pesos do escore de propensão com uma regressão logística e, em seguida, calcula verificações de equilíbrio para ver se os pesos estimados igualam as distribuições das covariáveis (HAINMUELLER, 2012).

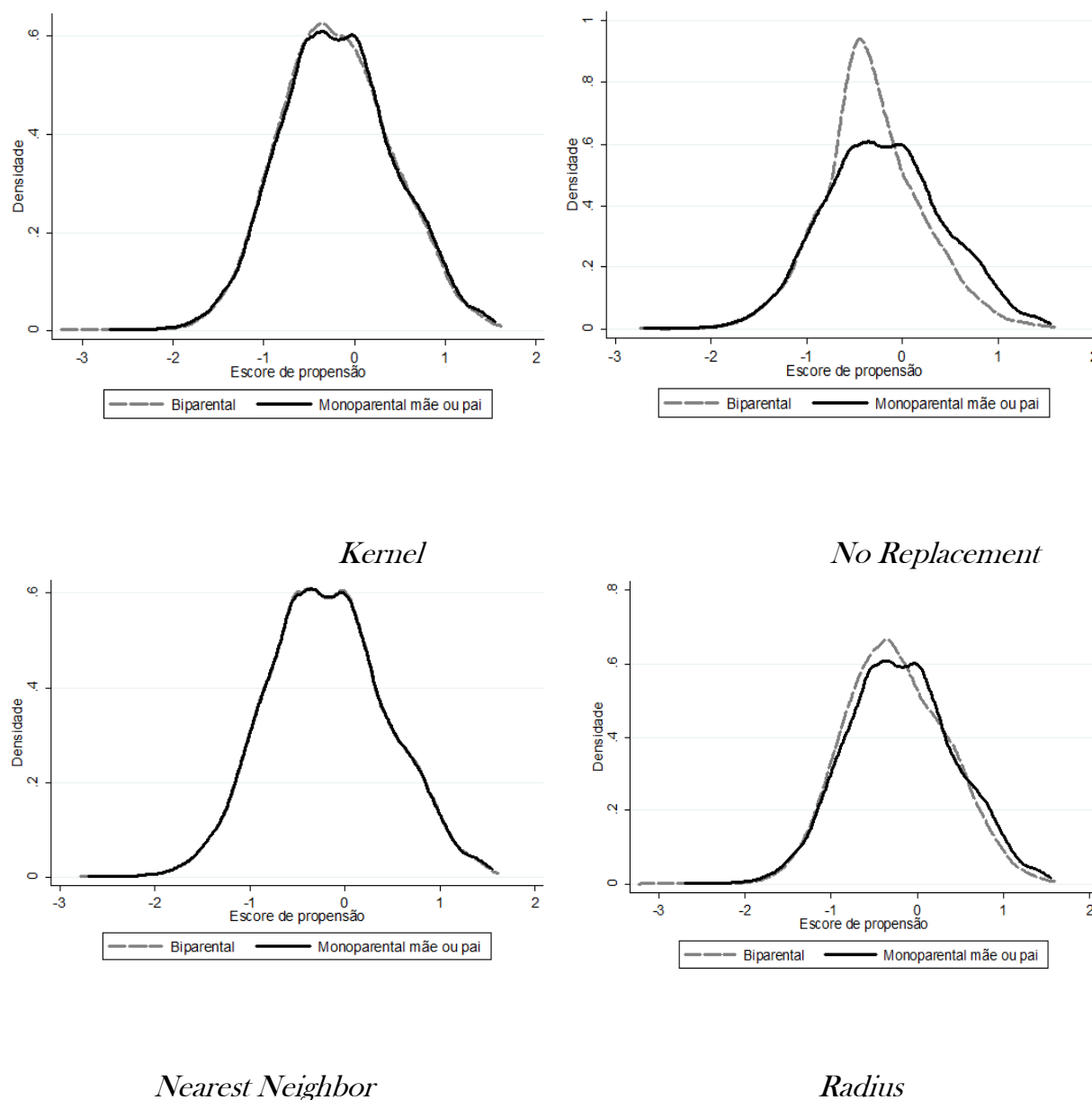
utilizando-se os métodos de pareamento por escore de propensão e balanceamento por entropia, conforme expostos a seguir.

#### 4.1 Propensity Score Matching

Esta seção apresenta a análise das estimativas do efeito médio da estrutura familiar monoparental sobre as habilidades socioemocionais, obtidos por meio do método de pareamento por escore de propensão. Deve-se destacar que as habilidades socioemocionais trabalhadas estão padronizadas com média zero e desvio padrão um. Além disso, todas as estimações incluem *dummies* de escola e série. Os resultados do modelo *logit* utilizado para calcular a probabilidade condicional de pertencer a uma família monoparental podem ser visualizados na Tabela A1, em apêndice.

Antes de analisar o efeito médio do tratamento é importante verificar o atendimento da hipótese de suporte comum e a qualidade do balanceamento, de forma a assegurar a consistência dos resultados. Análises gráficas das funções densidade dos escores de propensão possibilitam verificar se a hipótese de suporte comum foi satisfeita. Como mencionado anteriormente, essa hipótese garante que os indivíduos do grupo tratado com características  $X$  possam ter correspondentes no grupo controle. Conforme a Figura 1, a área de suporte comum entre as curvas do grupo de tratamento e controle pode ser considerada satisfatória, pois se observa boa sobreposição entre elas para todos os métodos empregados.

**Figura 1 – Função densidade do escore de propensão pelos métodos Kernel, No Replacement, Nearest Neighbor e Radius, para o grupo tratado e controle**



Fonte: elaboração própria.

Para examinar se as características observadas foram pareadas adequadamente, utilizou-se o *P-test*, que é um teste de balanceamento cuja hipótese nula é que o valor médio da variável é o mesmo para o grupo de tratamento e de controle. A Tabela 3 apresenta os resultados do teste a partir do método *kernel*. Observa-se que após o pareamento não é possível rejeitar a hipótese nula para todas as variáveis, o que significa que o pareamento foi realizado adequadamente.

Tabela 3 – Resultados do teste de balanceamento (P-test)

Variável	Matching	Média		P-valor
		Tratamento	Controle	
Características individuais				
Sexo	Antes	0,4858	0,5114	0,105
	Depois	0,4852	0,4815	0,829
Raça	Antes	0,1505	0,1564	0,610
	Depois	0,1505	0,1526	0,862
Idade	Antes	12,8470	12,6780	0,000
	Depois	12,8470	12,8340	0,787
Ambiente familiar				
Educação da mãe				
EF	Antes	0,2668	0,2671	0,984
	Depois	0,2672	0,2683	0,944
EM médio	Antes	0,3707	0,3408	0,047
	Depois	0,3697	0,3686	0,950
ES/Pós	Antes	0,1080	0,1018	0,518
	Depois	0,1084	0,1073	0,917
Bolsa família	Antes	0,5691	0,4984	0,000
	Depois	0,5681	0,5646	0,837
Irmãos	Antes	2,8571	2,1059	0,000
	Depois	2,8466	2,8130	0,615
Envolvimento mãe	Antes	0,2113	0,1572	0,000
	Depois	0,2091	0,2097	0,966
Envolvimento pai	Antes	0,0431	0,0753	0,000
	Depois	0,0433	0,0428	0,953
Livros				
Entre 20 e 50	Antes	0,2113	0,2044	0,588
	Depois	0,2115	0,2138	0,872
Entre 50 e 80	Antes	0,0720	0,0635	0,282
	Depois	0,0717	0,0695	0,807
Entre 80 e 100	Antes	0,0378	0,0403	0,680
	Depois	0,0373	0,0372	0,979
Mais de 100	Antes	0,0295	0,0314	0,736
	Depois	0,0296	0,0332	0,548
Violência domiciliar	Antes	-0,1087	-0,1914	0,001
	Depois	-0,1107	-0,1110	0,992
Presença de gangues no bairro	Antes	0,5218	0,4410	0,000
	Depois	0,5219	0,5238	0,914
Peer Effects				
Amigos em gangues	Antes	0,1789	0,1323	0,000
	Depois	0,1777	0,1763	0,911
Atividades de risco	Antes	0,1257	0,0961	0,003
	Depois	0,1244	0,1281	0,745

Fonte: elaboração própria.

Satisfeita a hipótese de suporte comum e dado o adequado balanceamento entre as variáveis do grupo de tratamento e controle, a Tabela 4 apresenta as estimações do efeito médio da família monoparental sobre as habilidades socioemocionais. Os resultados indicam um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a habilidade não cognitiva de autogestão (*kernel* e *nearest neighbor* a um nível de 10% de significância; *no replacement* e *radius* a 5%). Isso significa que estudantes que moram com apenas um dos pais possuem, em média, menor autogestão quando comparados com estudantes que vivem em uma família biparental, com uma diferença que varia de -0,0595 (*kernel*) a -0,0779 (*no replacement*) desvios-padrão.

Tabela 4 – Efeito Médio do Tratamento (ATT) sobre as habilidades socioemocionais

Habilidades socioemocionais	Kernel	No Replacement	Nearest Neighbor	Radius
Autogestão	-0,0595* (0,0340)	-0,0779** (0,0344)	-0,0693* (0,0363)	-0,0667** (0,0334)
Engajamento com os outros	0,0040 (0,0346)	-0,0001 (0,0353)	0,0049 (0,0372)	0,0066 (0,0339)
Amabilidade	-0,0405 (0,0339)	-0,0521 (0,0344)	-0,0333 (0,0361)	-0,0446 (0,0333)
Resiliência emocional	-0,0231 (0,0351)	-0,0464 (0,0355)	-0,0219 (0,0375)	-0,0312 (0,0344)
Abertura ao novo	-0,0046 (0,0339)	0,0002 (0,0344)	0,0083 (0,0363)	-0,0035 (0,0333)

Fonte: elaboração própria.  
Erros-padrão entre parênteses. \*\*\*significante a 1%, \*\*significante a 5%, \*significante a 10%.

Uma possível explicação do impacto negativo sobre a autogestão é a maior restrição de tempo das famílias monoparentais. Segundo Carlson e Corcoran (2001), em famílias monoparentais, além da maior restrição econômica, dado o menor número de adultos em casa responsáveis pelo filho, pode existir uma maior restrição de recursos parentais, como monitoramento, fornecimento de incentivo, disciplina e socialização entre pais e filhos. Este segundo aspecto ocorre tanto pelo distanciamento do pai ou mãe não residencial de atividades do dia a dia, quanto pelo tempo concorrente daquele pai/mãe presente, muitas vezes único ou principal provedor de recursos econômicos e parentais.

Do mesmo modo, para McLanahan (1985) a menor renda das famílias monoparentais pode levar ao aumento da intensidade do trabalho da mãe ou pai residente, fazendo com que forneça menos supervisão para seus filhos, levando a problemas comportamentais e menor desempenho na escola. Outra explicação é que a necessidade econômica faz com que os filhos tenham maior probabilidade de trabalhar e assumir papéis de adultos em casa. Com isso, suas responsabilidades acabam sendo direcionadas à sobrevivência e não à conquista individual, o que pode levar ao abandono escolar ou afetar o desempenho na escola.

Na teoria econômica, o modelo de produção doméstica de Becker (1991) e a teoria do capital humano também explicam essa relação, pois consideram que os pais investem tempo e recursos no capital humano dos filhos (habilidades cognitivas e não cognitivas), o que sugere que o menor número de pais em casa pode implicar em menor investimento nos filhos. Logo, pode-se dizer que em famílias monoparentais a maior necessidade econômica, bem como o menor tempo disponível para o monitoramento, supervisão e interação com os filhos, pode ter consequências adversas para o desenvolvimento de habilidades como organização, foco, responsabilidade, determinação e persistência (características da autogestão) direcionadas para resultados educacionais, contexto em que as habilidades socioemocionais estudadas neste trabalho são mensuradas.

Corroborando essa explicação, Astone e McLanahan (1991) encontram que crianças de famílias monoparentais (pai ou mãe) recebem menos incentivo e atenção dos pais com relação às atividades educacionais do que aquelas que vivem com ambos os pais biológicos, e que o envolvimento dos pais afeta positivamente o desempenho escolar dos filhos. Complementarmente, outros trabalhos relatam que o envolvimento dos pais afeta recursos motivacionais das crianças, como a sensação de controle, capacidade e autorregulação<sup>9</sup> quanto aos resultados escolares, características estas que podem estar relacionadas às competências de resiliência e autogestão (GROLNICK; SLOWIACZEK, 1994; POMERANTZ; MOORMAN; LITWACK, 2007; WILLEMSSENS, 2016).

Apesar das estimações controlarem variáveis de envolvimento dos pais que indicam se o pai e a mãe ajudam o filho a estudar, essas variáveis não são medidas exaustivas capazes de captar, por exemplo, a frequência ou intensidade diária da ajuda, bem como todo o fator motivacional da interação entre pais e filhos, que são

---

<sup>9</sup> No sentido de desenvolver uma motivação intrínseca para estudar.

questões importantes para melhor dimensionar o efeito das práticas parentais, como apontado por Astone e McLanahan (1991).

Também cabe destacar que buscou-se verificar, ainda, a existência de efeitos heterogêneos considerando como tratamento a família monoparental chefiada pela mãe e a família monoparental chefiada pelo pai, separadamente<sup>10</sup>. Constatou-se uma evidência do impacto da família monoparental chefiada pela mãe também sobre a autogestão, porém, somente pelo método *radius* e com significância estatística de 10%. Isso poderia representar uma fraca sinalização da hipótese da ausência do pai de Mclanahan (1985), que propõe que a ausência do modelo masculino diminui a motivação dos filhos quanto a questões educacionais, resultando em menor desempenho acadêmico e saída prematura da escola. Deve-se destacar que a capacidade de se motivar é uma característica da habilidade não cognitiva de autogestão.

Contudo, segundo a autora, como quase todas as famílias monoparentais são famílias em que o pai está ausente, torna-se difícil dizer se os efeitos sobre os filhos se devem à falta de um modelo masculino ou de ter um dos pais em vez de dois (MCLANAHAN, 1985). Os resultados encontrados vão na direção do que o efeito que prevalece é consequência de ter um dos pais em vez de ambos.

Já a família monoparental chefiada pelo pai apresentou efeito estatisticamente significativo somente sobre a amabilidade (*kernel* e *radius* 5%; *no replacement* e *nearest neighbor* 10%). Talvez, por questões culturais, as mães sejam mais tolerantes, empáticas, solidárias e afetuosas do que os pais, o que faz com que sua ausência implique na menor amabilidade dos filhos. Esse resultado, porém, deve ser interpretado com cautela dada a baixa representatividade da amostra de estudantes que vivem somente com o pai (5,8%).

#### 4.2 Balanceamento por entropia

Visando dar maior robustez aos resultados encontrados, esta seção aplica o balanceamento por entropia para estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados. A Tabela 5 apresenta os resultados do balanceamento dos grupos de tratamento (estrutura familiar monoparental) e controle (estrutura familiar biparental). Verifica-se que após o procedimento, a média, variância e assimetria de

---

<sup>10</sup> As tabelas de resultados destes exercícios podem ser consultadas junto aos autores.

todas as covariáveis são praticamente iguais entre os grupos, o que significa que o balanceamento está bem ajustado. A partir disso, pode-se então calcular o efeito médio da estrutura familiar monoparental nas habilidades socioemocionais.

Tabela 5 – Balanceamento por entropia

Variável	Balanceamento por entropia	Tratamento			Controle		
		Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Características individuais							
Sexo	Antes	0,4858	0,2499	0,0567	0,5120	0,2500	-0,0479
	Depois	0,4858	0,2499	0,0567	0,4859	0,2499	0,0565
Raça	Antes	0,1505	0,1279	1,9550	0,1559	0,1317	1,8970
	Depois	0,1505	0,1279	1,9550	0,1505	0,1279	1,9540
Idade	Antes	12,8500	2,1830	-0,1513	12,6700	2,1030	-0,0613
	Depois	12,8500	2,1830	-0,1513	12,8500	2,1830	-0,1504
Ambiente familiar							
<i>Educação da mãe</i>							
Mãe com EF	Antes	0,2668	0,1957	1,0540	0,2667	0,1957	1,0550
	Depois	0,2668	0,1957	1,0540	0,2669	0,1957	1,0540
Mãe com EM médio	Antes	0,3707	0,2334	0,5353	0,3398	0,2244	0,6763
	Depois	0,3707	0,2334	0,5353	0,3707	0,2334	0,5354
Mãe com ES/Pós	Antes	0,1080	0,0964	2,5250	0,1019	0,0916	2,6320
	Depois	0,1080	0,0964	2,5250	0,1080	0,0964	2,5250
Bolsa família	Antes	0,5691	0,2454	-0,2789	0,4990	0,2501	0,0041
	Depois	0,5691	0,2454	-0,2789	0,5691	0,2453	-0,2789
Irmãos	Antes	2,8570	3,7850	0,6246	2,1040	2,7420	1,1600
	Depois	2,8570	3,7850	0,6246	2,8570	3,7840	0,6248
Envolvimento mãe	Antes	0,2113	0,1668	1,4140	0,1567	0,1322	1,8890
	Depois	0,2113	0,1668	1,4140	0,2114	0,1668	1,4140
Envolvimento pai	Antes	0,0431	0,0413	4,5000	0,0755	0,0698	3,2130
	Depois	0,0431	0,0413	4,5000	0,0431	0,0413	4,4980
<i>Livros</i>							
Entre 20 e 50 livros	Antes	0,2113	0,1668	1,4140	0,2038	0,1623	1,4700
	Depois	0,2113	0,1668	1,4140	0,2114	0,1668	1,4140
Entre 50 e 80 livros	Antes	0,0720	0,0669	3,3110	0,0633	0,0594	3,5860
	Depois	0,0720	0,0669	3,3110	0,0720	0,0669	3,3110
Entre 80 e 100 livros	Antes	0,0378	0,0364	4,8490	0,0402	0,0386	4,6820
	Depois	0,0378	0,0364	4,8490	0,0378	0,0364	4,8490
Mais de 100 livros	Antes	0,0295	0,0287	5,5600	0,0317	0,0307	5,3490
	Depois	0,0295	0,0287	5,5600	0,0295	0,0287	5,5580
Violência domiciliar	Antes	-0,1087	0,6744	2,2650	-0,1900	0,5863	2,7100
	Depois	-0,1087	0,6744	2,2650	-0,1086	0,6745	2,2640
Presença de gangues no bairro	Antes	0,5218	0,2497	-0,0875	0,4401	0,2465	0,2413
	Depois	0,5218	0,2497	-0,0875	0,5217	0,2496	-0,0870
<i>Peer effects</i>							
Amigos em gangues	Antes	0,1789	0,1470	1,6760	0,1324	0,1149	2,1700
	Depois	0,1789	0,1470	1,6760	0,1789	0,1469	1,6760
Atividades de risco	Antes	0,1257	0,1100	2,2580	0,0958	0,0867	2,7460
	Depois	0,1257	0,1100	2,2580	0,1258	0,1100	2,2570

Fonte: elaboração própria.

Os resultados apresentados na Tabela 6 corroboram as estimativas obtidas por meio do PSM. Constatase que a família monoparental tem efeito negativo estatisticamente significativo (ao nível de 10%) sobre a habilidade socioemocional de autogestão, indicando que alunos de famílias monoparentais possuem, em média, 0,0577 desvios-padrão a menos de autogestão quando comparados com estudantes de famílias biparentais.

Para a família monoparental chefiada pela mãe, não há efeito estatisticamente significativo, o que invalida a hipótese da ausência do pai de McLanahan (1985) e valida a ideia de que o efeito sobre a autogestão se deve ao fato de viver com um dos pais em vez de dois, como discutido anteriormente. Já para a estrutura familiar monoparental chefiada pelo pai, novamente verifica-se impacto somente sobre a amabilidade (-0,1501), também a um nível de 10% de significância<sup>11</sup>.

Tabela 6 – Efeito Médio do Tratamento (ATT) sobre as habilidades socioemocionais usando balanceamento por entropia

Habilidades socioemocionais	Estrutura familiar monoparental
Autogestão	-0,0577* (0,0345)
Engajamento com os outros	0,0063 (0,0352)
Amabilidade	-0,0318 (0,0344)
Resiliência emocional	-0,0193 (0,0361)
Abertura ao novo	0,0001 (0,0346)

Fonte: elaboração própria.  
Erros-padrão entre parênteses. \*\*\*significante a 1%, \*\*significante a 5%, \*significante a 10%.

5. Considerações finais

O aumento do número de crianças que vivem em lares monoparentais ou sem ambos os pais biológicos, tem levantado questões acerca dos efeitos dessa estrutura familiar sobre o bem-estar das mesmas. A maior parte dos estudos indica que filhos de famílias monoparentais estão em desvantagem quando comparados àqueles que vivem com ambos os pais, apontando a relevância da estrutura familiar como variável de *background*. Paralelamente, o crescente interesse dos economistas

<sup>11</sup> Os resultados destes exercícios podem ser consultados junto aos autores.

no estudo das habilidades não cognitivas como variável de capital humano chama a atenção para a importância de seu desenvolvimento para os resultados presentes e futuros dos indivíduos.

Nesse sentido, este artigo teve como objetivo verificar se estudantes de famílias monoparentais estão em desvantagem em termos de habilidades socioemocionais quando comparados com alunos que vivem em famílias biparentais. Para isto, foram empregados os métodos de pareamento por escore de propensão e balanceamento por entropia. Os dados utilizados são provenientes da aplicação de uma ferramenta de mensuração das habilidades socioemocionais no contexto escolar, o instrumento SENNA, o qual avalia cinco domínios de personalidade: autogestão, engajamento com os outros, amabilidade, resiliência emocional e abertura ao novo. O instrumento foi aplicado a alunos do 5º ao 9º ano do ensino fundamental do município de Sobral – CE.

Dentre as habilidades não cognitivas estudadas, os resultados revelam que viver em uma família monoparental tem efeito negativo e estatisticamente significativo na autogestão dos alunos. Com base na literatura teórica e empírica, uma possível explicação é que famílias monoparentais têm menor disponibilidade de recursos e de tempo para investir no monitoramento e interação com os filhos, o que pode ter consequências adversas para o desenvolvimento de habilidades como organização, foco, responsabilidade, determinação, e persistência no contexto escolar. Essa restrição de recursos e tempo é decorrente do menor número de adultos responsáveis pelos filhos no domicílio.

A investigação de efeitos heterogêneos conforme o gênero do pai/mãe residente aponta que viver em uma família monoparental chefiada pela mãe não tem impacto sobre as habilidades socioemocionais, enquanto que residir apenas com o pai tem efeito sobre a amabilidade. Neste último caso, a principal explicação pode estar relacionada a aspectos culturais que distingue o perfil comportamental de homens e mulheres (pais e mães).

Apesar de o trabalho ter como limitação a restrição dos dados a um município do interior do Nordeste brasileiro, o que dificulta a validade externa dos resultados, ele corrobora evidências encontradas em nível nacional e internacional, o que assegura sua relevância. Assim, pode-se dizer que a estrutura familiar de alguma maneira impacta as habilidades socioemocionais dos filhos.

De acordo com Carneiro e Heckman (2003), habilidades cognitivas e não cognitivas são afetadas por famílias e escolas, mas diferem em sua maleabilidade ao longo do ciclo de vida, sendo as habilidades não cognitivas mais maleáveis do que as cognitivas. Deste modo, como forma de minimizar o impacto da estrutura familiar nas competências socioemocionais dos estudantes, os resultados apontam para a importância da promoção de políticas de desenvolvimento de habilidades não cognitivas na escola, em todos os níveis de ensino, já que são atributos mais maleáveis e que se trabalhados podem contribuir para a melhoria de resultados futuros dos alunos, reduzindo as diferenças advindas do contexto familiar.

Por fim, a ausência de efeitos sobre as competências de resiliência emocional, engajamento com os outros e abertura ao novo é de certa forma plausível, pois não necessariamente a ausência de um dos pais tenha efeito negativo em uma ampla gama de dimensões, ou em todas as dimensões da vida do filho. Além disso, segundo McLanahan (1985), a teoria do estresse sugere que, em lares monoparentais, quanto mais distante a ruptura familiar, menor o impacto negativo. O que significa que muitos desses efeitos podem prevalecer por um determinado período de tempo e serem posteriormente superados, principalmente quando se trata de habilidades mais maleáveis ao longo da vida, como as socioemocionais.

Essa mesma teoria ainda pressupõe que os efeitos da ausência dos pais podem ser diferentes para diferentes famílias monoparentais, sendo maiores em famílias separadas do que nunca casadas. Para Bzostek e Berger (2017), a estrutura familiar ao nascer, o tipo e número de transições familiares também podem ser importantes. Devido à limitação dos dados, o presente trabalho não controla o tempo desde a ruptura familiar, se a estrutura familiar monoparental corresponde a uma família nunca casada, separada ou viúva, a estrutura familiar ao nascer, nem o tipo e número de transições familiares que o estudante viveu. Todos esses fatores são importantes para a melhor identificação do impacto da estrutura familiar e podem ser futuramente estudados conforme a disponibilidade de informações.

## Referências

ACKERMAN, B. P. *et al.* Family structure and the externalizing behavior of children from economically disadvantaged families. *Journal of Family Psychology*, v. 15, n. 2, p. 288-300, 2001.

ALMEIDA, A. T. C. Determinantes dos piores e melhores resultados educacionais dos alunos da rede pública de ensino fundamental no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 42, p. 147-187, jan.-jun. 2014.

AMATO, P. R.; PATTERSON, S.; BEATTIE, B. Single-parent households and children's educational achievement: a state-level analysis. *Social Science Research*, v. 53, p. 191-202, sept. 2015.

ASTONE, N. M.; MCLANAHAN, S. Family structure, parental practices and high school completion. *American Sociological Review*, v. 56, n. 3, p. 309-320, jun. 1991.

ATTANASIO, O. *et al.* Estimating the production function for human capital: results from a randomized controlled trial in Colombia. *American Economic Review*, v. 110, n. 1, p. 48-85, 2020.

AYLLÓN, S.; FERREIRA-BATISTA, N. N. 'Mommy, I miss daddy'. The effect of family structure on children's health in Brazil. *Economics and Human Biology*, v. 19, p. 75-89, dec. 2015.

BECKER, G. S. *A treatise on the family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1991.

BOGGESE, S. Family structure, economic status, and educational attainment. *Journal of Population Economics*, v. 11, n. 2, p. 205-222, may 1998.

BOURDIEU, P. Les trois états du capital culturel. *Actes de la recherche en sciences Sociales*, n. 30, 1979.

BOURDIEU, P. Os três estados do capital cultural. *In*: NOGUEIRA, M. A.; CATANI, A. (Org.). *Escritos de educação*. 9. ed. Petrópolis: Vozes, 2007. cap. IV, p. 71-79.

BZOSTEK, S. H.; BERGER, L. M. Family structure experiences and child socioemotional development during the first nine years of life: examining heterogeneity by family structure at birth. *Demography*, v. 54, n. 2, p. 513-540, apr. 2017.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. *Some practical guidance for the implementation of propensity score matching*. Bonn: Institute for the Study of Labor, may 2005. 32 p. (IZA Discussion paper, n. 1588).

CARLSON M. J.; CORCORAN M. E. Family Structure and Children's Behavioral and Cognitive Outcomes. *Journal of Marriage and Family*, v. 63, n. 3, p. 779-792, aug. 2001.

CARNEIRO, P.; CRAWFORD, C.; GOODMAN, A. *The impact of early cognitive and non-cognitive skills on later outcomes*. London: Centre for the Economics of Education, oct. 2007. 89 p.

CARNEIRO, P.; HECKMAN, J. *Human capital policy*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, feb. 2003. 127 p. (Working paper, n. 9495). Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w9495.pdf>. Acesso em: 20 jul. 2018.

CHEN, Y.; LOGAN, T. D. Is the Best Interest of the Child Best for Children? Educational Attainment and Child Custody Assignment. *Southern Economic Journal*, v. 86, n. 3, 2020.

CID, A.; STOKES, C. E. Family structure and children's education outcome: evidence from Uruguay. *Journal Family and Economic Issues*, v. 34, n. 2, p. 185-199, 2013.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J. *The economics and psychology of inequality and human development*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, jan. 2009. 63 p. (Working paper, n. 14695). Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w14695.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J.; SCHENNACH, S. M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, v. 78, n. 3, p. 883-931, may. 2010.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. The technology of skill formation. *AEA PAPERS AND PROCEEDINGS*, v. 97, n. 2, p. 31-47, may. 2007.

FARKAS, G. Cognitive skills and noncognitive traits and behaviors in stratification processes. *Annual Review of Sociology*, v. 29, p. 541-562, 2003.

FRANCO, A. M. P.; MENEZES FILHO, N. A. Os determinantes do aprendizado com dados de um painel de escolas do Saeb. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 3, p. 525-548, 2017.

GARDNER, H. *Estruturas da mente: a teoria das inteligências múltiplas*. Porto Alegre: Artes Médicas, 1994.

GROLNICK, W. S.; SLOWIACZEK, M. L. Parents' involvement in children's schooling: a multidimensional conceptualization and motivational model. *Child Development*, v. 65, n. 1, p. 237-252, feb. 1994.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, v. 20, n. 1, p. 25-46, 2012.

HALLA, M. Do joint custody laws improve family well-being?. *IZA World of Labor*, n. 147, 2015.

HANUSHEK, E. The production of education, teacher quality, and efficiency. *In: U.S. OFFICE OF EDUCATION. Do teachers make a difference?* Washington, D.C.: Government Printing Office, 1970. p. 79-99.

HANUSHEK, E. Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. *The Journal of Human Resources*, v. 14, n. 3, p. 351-388, 1979.

HECKMAN, J. J. *Schools, skills, and synapses*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, jun. 2008. 94 p. (Working paper, n. 14064). Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w14064.pdf>. Acesso em: 15 jun. 2019.

HECKMAN, J. J.; RUBINSTEIN, Y. The importance of noncognitive skills: lessons from the GED testing program. *American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 145-149, may. 2001.

HECKMAN, J.J.; STIXRUD, J.; URZUA, S. The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. *Journal of Labor Economics*, v. 24, n. 3, p. 411-482, 2006.

HOLLAND, P. W. Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association*, v. 81, n. 396, p.945-960, dec.1986.

IMBENS, G. W.; WOOLDRIDGE, J. M. Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, v. 47, n.1, p. 5-86. mar. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. *Censo demográfico 2010: famílias e domicílios resultados da amostra*. Rio de Janeiro, p.1-203, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. *Pesquisa estatísticas do registro civil*. 2023. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/registro-civil/tabelas>. Acesso em: 30 de janeiro de 2023.

ITABORAÍ, N. R. *Mudanças nas famílias brasileiras (1976-2012): uma perspectiva de classe e gênero*. 2015. 491 f. Tese (Doutorado em Sociologia) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. *Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices*. Washington, D.C: The World Bank, 2010. cap. 4;13, p. 53-70/181-188.

KRUEGER, A. B. Experimental estimates of education production functions. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 2, p. 497-532, may, 1999.

LEE, D.; MCLANAHAN, S. Family structure transitions and child development: instability, selection, and population heterogeneity. *American Sociological Review*, v. 80, n. 4, p. 738-763, aug. 2015.

LEO, T.W. *From maternal preference to joint custody: the impact of changes in custody law on child educational attainment*. Working Paper, 2008.

MACANA, E. C. *O papel da família no desenvolvimento humano: o cuidado da primeira infância e a formação de habilidades cognitivas e socioemocionais*. 2014. 193 f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.

MAITI, A. Effect of joint custody laws on children's future labor market outcomes. *International Review of Law and Economics*, v. 43, p. 22-31, 2015.

MALBOUISSON, C.; TIRYAKI, G. F.; CAVALCANTI, I. T. N. Causalidade e estratégias de identificação. *In: MALBOUISSON, C.; TIRYAKI, G. F. (Org.). Econometria na prática*. Rio de Janeiro: Alta Books, 2017. p. 243-308.

MANSKI, C. F. *et al.* Alternative estimates of the effect of family structure during adolescence on high school graduation. *Journal of the American Statistical Association*, v. 87, n. 417, p. 25-37, mar. 1992.

MCLANAHAN, S. Diverging destinies: how children are faring under the second demographic transition. *Demography*, v. 41, n. 4, p. 607-627, nov. 2004.

MCLANAHAN, S. Family structure and the reproduction of poverty. *American Journal of Sociology*, v. 90, n. 4, p. 873-901, jan. 1985.

MCLANAHAN, S.; TACH, L.; SCHNEIDER, D. The causal effects of father absence. *Annu. Rev. Sociol.*, v. 39, p. 399-427, jul. 2013.

MESQUITA, S. P. *Ensaio sobre trabalho infantil*. 2015. 147 f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2015.

MESQUITA, S. P.; SOUZA, W. P. S. F. *Trabalho infantil e estrutura familiar: o papel do divórcio*. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 44., 2016, FOZ DO IGUAÇU. *Anais eletrônicos [...]* Foz do Iguaçu: ANPEC, 2016.

Disponível em: [https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files\\_I/i13-d942b465ef4946a30d0123de5f05c3a3.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files_I/i13-d942b465ef4946a30d0123de5f05c3a3.pdf). Acesso em: 20 abr. 2019.

PINTO, C. C. X. Pareamento. *In: MENEZES FILHO, N. A.; PINTO, C. C. X (Org.). Avaliação econômica de projetos sociais*. 3. ed. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017. Cap. 5.

POMERANTZ, E. M.; MOORMAN, E. A.; LITWACK, S. D. The how, whom, and why of parents' involvement in children's academic lives: more is not always better. *Review of Educational Research*, v. 77, n. 3, p. 373-410, sept. 2007.

PRIMI, R. *et al.* SENNA inventory for the assessment of social and emotional skills in public school students in Brazil: measuring both identity and self-efficacy. *Frontiers in Psychology*, v. 12, 2021.

PRITCHETT, L.; FILMER, D. What education production functions really show: a positive theory of education expenditures. *Economics of Education Review*, v. 18, p. 223-239, 1999.

RASMUSSEN, A. W. Family structure changes and children's health, behavior, and educational outcomes. *Aarhus School of Business*, Aarhus University, Department of Economics, 2009. 46 p. (Working paper, n. 09-15).

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? *R. bras. Est. Pop.*, São Paulo, v. 25, n. 2, p. 251-269, jul.-dez. 2008.

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

SANTÍN, D.; SICILIA, G. Does family structure affect children's academic outcomes? Evidence for Spain. *The Social Science Journal*, v. 53, n. 4, p. 555-572, dec. 2016.

SANTOS, D. D. *A importância socioeconômica das características de Personalidade*. Instituto Ayrton Senna, 2014. Disponível em: <http://educacaosec21.org.br/wp-content/uploads/2013/08/A-import%C3%A2ncia-socioecon%C3%B4mica-das-caracter%C3%ADsticas-de-Personalidade.pdf>. Acesso em: 25 out. 2019.

SANTOS, D. D.; BERLINGERI, M. M.; CASTILHO, R. B. *Habilidades socioemocionais e aprendizado escolar: evidências a partir de um estudo em larga escala*. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 45., 2017, Natal. *Anais eletrônicos [...]* Disponível em:

[https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files\\_i/i12-5b3bec770ff9458b47ef17a5a6605d0f.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_i/i12-5b3bec770ff9458b47ef17a5a6605d0f.pdf). Acesso em: 18 jul. 2019.

SANTOS, D. D.; PRIMI, R. Desenvolvimento socioemocional e aprendizado escolar: uma proposta de mensuração para apoiar políticas públicas. Resultados preliminares do projeto de medição de competências socioemocionais no Rio de Janeiro. *Instituto Ayrton Senna*, São Paulo, 2014. Disponível em: <https://institutoayrtonsenna.org.br/content/dam/institutoayrtonsenna/documentos/desenvolvimento-socioemocional-e-aprendizado-escolar.pdf>. Acesso em: 18 jul. 2019.

SILVA JUNIOR, W. S. *Evidências sobre habilidades cognitivas e competências socioemocionais dos alunos em idade escolar: formação, desenvolvimento e o papel da escola no Brasil*. 2017. 265 f. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

SMITH, J. A. TODD, P. E. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics*, v. 125, n. 1-2, p. 305-353, mar.-apr. 2005.

TODD, P. E.; WOLPIN, K. I. On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, v. 113, p. F3-F33, feb. 2003.

VASCONCELOS, A. M.; RIBEIRO, F. G.; FERNANDEZ, R. N. O efeito da estrutura familiar na educação dos filhos. *Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 35, n. especial, p. 289-315, jul. 2017.

WILLEMSSENS, B. *Competências socioemocionais: efeitos do contexto escolar da religiosidade e mediação sobre o desempenho escolar*. 2016. 120 f. Tese (Doutorado em Administração de organizações) - Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2016.