

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS**

**ANDRÉ DE HOLANDA PADILHA VIEIRA**

**COMPETÊNCIAS SOCIOEMOCIONAIS E DESEMPENHO  
EDUCACIONAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE EQUAÇÕES  
ESTRUTURAIS E PAREAMENTO COM OS DADOS DO PISA 2012**

**BELO HORIZONTE**

**2015**

ANDRÉ DE HOLANDA PADILHA VIEIRA

**COMPETÊNCIAS SOCIOEMOCIONAIS E DESEMPENHO  
EDUCACIONAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE EQUAÇÕES  
ESTRUTURAIS E PAREAMENTO COM OS DADOS DO PISA 2012**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Sociologia, no Programa de Pós-Graduação em Sociologia, Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas, Universidade Federal de Minas Gerais.

Orientador: Prof. Dr. Jeronimo Oliveira Muniz

BELO HORIZONTE

2015

## DEDICATÓRIA

A minha família, pelo amor e pelo exemplo.  
A Analice, por me acompanhar e incentivar com tanta ternura.  
Aos amigos que me acolheram com carinho em Belo Horizonte.

## **AGRADECIMENTOS**

Ao professor doutor Jerônimo Oliviera Muniz, da Universidade Federal de Minas Gerais, pela dedicação, pelo apoio e pelo incentivo para a realização deste trabalho.

Aos professores doutores Ana Cristina Murta Collares, Antônio Augusto Pereira Prates e Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto, da Universidade Federal de Minas Gerais, pela gentil e rigorosa avaliação deste trabalho.

Ao professor doutor Daniel Domingues dos Santos, da Universidade de São Paulo, pelas precisas orientações teóricas e sugestões de caminhos de pesquisa a seguir.

À professora doutora Maria Tereza Gonzaga Alves, pela cortesia em escutar as primeiras ideias que guiaram este trabalho.

Aos professores doutores Guy D. Whitten, Bruno Cautrès e Herlinde Pauer-Studer, e à equipe do IPSA-USP Summer School on Methods and Concepts in Political Science and International Relations, pelo incentivo a continuar fazendo pesquisa sociológica qualificada.

A Tiago de Holanda, pelas sugestões e revisões tão fundamentais.

## RESUMO

Este trabalho usou bases de dados produzidas pelo Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) 2012 para estimar os efeitos de competências socioemocionais sobre o desempenho em matemática de estudantes brasileiros por meio da combinação de duas técnicas: modelagem com equações estruturais e pareamento com escores de propensão. Investigaram-se também associações com covariáveis relativas às características individuais do estudante, *status* socioeconômico, características da escola e atitudes dos pais em relação à educação. O modelo conceitual de determinantes do desempenho escolar elaborado por Francisco Soares (2008), a teoria do comportamento planejado de Icek Ajzen (1991) e as dimensões dos “Big Five” de Lewis Goldberg e outros orientaram a construção dos modelos de equações estruturais, assim como a análise com pareamento por escores de propensão. O construto de competências socioemocionais compôs-se de cinco indicadores: perseverança, abertura à resolução de problemas, atitude em relação à escola, noção de autoeficácia em matemática e ética de estudos na mesma disciplina. A amostra utilizada compreendeu 5.074 estudantes de 779 escolas públicas e privadas. Os resultados alcançados com o modelo de equações estruturais indicaram efeito total positivo e significativo das competências socioemocionais sobre desempenho em matemática, inferior apenas aos dos *status* socioeconômicos médio da escola e da família do estudante. Esquemas de pareamento apontaram efeitos diferenciais de tamanho moderado dessas competências de acordo com a dependência administrativa da escola (pública ou privada). Tais resultados reforçam a importância mediadora das habilidades socioemocionais no desempenho escolar.

**Palavras-chave:** Competências socioemocionais. Realização educacional. Modelo de equações estruturais. Pareamento com escores de propensão. PISA.

## ABSTRACT

This study used the 2012 Programme for International Student Assessment (PISA) data sets to estimate the effects of socio-emotional skills on mathematics performance of Brazilian students through a combination of two techniques: structural equations modeling and propensity scores matching. It also investigated covariates related to student individual characteristics, socioeconomic status, school characteristics, and parental attitudes towards education. The conceptual framework of determinants of school performance provided by Francisco Soares (2008), the theory of planned behavior of Icek Ajzen (1991), and the “Big Five” personality traits dimensions developed by Lewis Goldberg and others guided the construction of the structural equations models as well as the analysis with propensity scores matching. The social-emotional skills construct consisted of five observed measures: perseverance, openness for problem solving, attitude towards school, mathematics self-efficacy, and mathematics work ethic. The sample consisted of 5,074 students from 779 public and private schools. The results achieved with the full structural equation model indicated positive and significant effect of socio-emotional skills on mathematics performance, second only to the average socioeconomic status of the school and the student's family. Propensity scores matching analysis suggested moderate effects size of those skills on mathematics scores according to the type of school where the student was enrolled (public or private). These results reinforce the moderating role of socio-emotional skills in school performance.

**Keywords:** Socio-emotional skills. Educational achievement. Structural equations model. Propensity scores matching. PISA.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Modelo conceitual para estudo dos resultados escolares.....	19
Figura 2: Modelo da teoria do comportamento planejado.....	26
Figura 3: Modelo conceitual de determinantes do desempenho escolar.....	32
Figura 4: Correlação entre os indicadores de competências socioemocionais.....	48
Figura 5: “Eigenvalues” e cargas do fator de competências socioemocionais.....	48
Figura 6: Modelo de mensuração do construto de competências socioemocionais.....	50
Figura 7: “Eigenvalues” e cargas do fator de escola.....	51
Figura 8: Modelo de mensuração do construto de escola.....	52
Figura 9: Correlação entre os indicadores das características da escola.....	52
Figura 10: Distribuição das variáveis observadas contínuas do modelo.....	54
Figura 11: Médias das variáveis binárias observadas do modelo.....	54
Figura 12: Modelo final de desempenho em matemática no PISA 2012.....	56
Figura 13: Modelo final: o efeito da escola e a mediação das competências socioemocionais .....	57
Figura 14: Modelo final: “background” familiar e a mediação das competências socioemocionais.....	58
Figura 15: “Eigenvalues” e cargas do fator de tratamento.....	60
Figura 16: Notas de matemática e competências socioemocionais.....	62
Figura 17: Resultados da análise de regressão MQO.....	63
Figura 18: Escores de propensão gerados por regressão logística (escola pública).....	64
Figura 19: Escores de propensão gerados por regressão logística (escola privada).....	65
Figura 20: Redução de viés do pareamento com a métrica de Mahalanobis.....	66

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Itens de perseverança (PERSEV).....	37
Tabela 2: Itens de abertura à resolução de problemas (OPENPS).....	38
Tabela 3: Itens de ética de estudos de matemática (MATWKETH).....	38
Tabela 4: Itens de atitude em relação à escola: Resultados do aprendizado (ATSCHL).....	39
Tabela 5: Itens de autoeficácia em matemática (MATHEFF).....	39
Tabela 6: Itens de aspectos do clima escolar relacionados ao estudante (STUDCLIM).....	41
Tabela 7: Itens de fatores relacionados ao professor afetando o clima escolar (TEACLIM).....	41
Tabela 8: Itens de motivação do professor (TCMORALE).....	42
Tabela 9: Itens de qualidade dos recursos educacionais (SCMATEDU).....	43
Tabela 10: Comparação de modelos intermediários e completo.....	53
Tabela 11: Efeitos padronizados das variáveis explicativas sobre nota de matemática.....	57
Tabela 12: Estatísticas descritivas por dependência administrativa da escola.....	62
Tabela 13: Resultados do pareamento ótimo.....	67
Tabela 14: Balanceamento das covariáveis antes e depois do pareamento por esquema de pareamento.....	67
Tabela 15: Efeito médio do tratamento (ATE) de posse de habilidades socioemocionais com teste de “Hodges-Lehmann aligned rank” (esquema de pareamento: pareamento completo).....	69
Tabela 16: Comparação dos resultados dos modelos estimando o impacto de competências socioemocionais sobre o desempenho em matemática por dependência administrativa da escola.....	70
Tabela 17: Resultados do pareamento ótimo: estrutura dos estratos.....	94
Tabela 18: Domínios de personalidade e suas facetas.....	95



## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>9</b>
<b>2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EMPÍRICA.....</b>	<b>12</b>
2.1 DETERMINANTES DO DESEMPENHO ESCOLAR.....	14
2.2 DEFINIÇÕES E MENSURAÇÃO DO EFEITO DA ESCOLA.....	15
2.2.1 Ambiente escolar e fatores externos à escola.....	19
2.2.2 Clima interno da escola.....	20
2.2.3 Efeito dos pares.....	20
2.3 CARACTERÍSTICAS DA PERSONALIDADE: TEORIA E MEDIÇÃO.....	22
2.4 EVIDÊNCIAS DA ASSOCIAÇÃO ENTRE COMPETÊNCIAS SOCIOEMOCIONAIS E DESEMPENHO ESCOLAR.....	25
2.4.1 Perseverança e ética de estudos de matemática (“proxy” de “consciência”).....	27
2.4.2 Abertura à resolução de problemas (“proxy” de abertura a novas experiências). .	28
2.4.3 Atitude em relação à escola e resultados da aprendizagem (“proxy” de motivação para o aprendizado) .....	28
2.4.4 Autoeficácia em matemática (“proxy” de estabilidade emocional).....	29
<b>3 OBJETIVOS DESTA PESQUISA.....</b>	<b>31</b>
<b>4 MÉTODOLOGIA.....</b>	<b>33</b>
4.1 OS DADOS.....	33
4.2 MEDIDA DOS CONSTRUTOS E DEMAIS VARIÁVEIS.....	34
4.2.1 Competências socioemocionais.....	34
4.2.2 Ambiente familiar.....	38
4.2.3 Características individuais.....	39
4.2.4 Características da escola.....	39
4.2.5 Desempenho em matemática.....	42
4.3 MODELOS ESTATÍSTICOS DE ANÁLISE.....	42
4.3.1 Modelo de equações estruturais.....	42
4.3.2 Pareamento com escores de propensão.....	43
<b>5 RESULTADOS.....</b>	<b>46</b>
5.1 MODELOS DE EQUAÇÕES ESTRUTURAIS.....	46
5.2 PAREAMENTO COM ESCORES DE PROPENSÃO.....	58
<b>6 CONCLUSÃO.....</b>	<b>71</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>75</b>
<b>APÊNDICE.....</b>	<b>94</b>
<b>ANEXO.....</b>	<b>95</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Este estudo investiga os efeitos de habilidades socioemocionais sobre o desempenho em matemática de estudantes brasileiros de escolas públicas e privadas. As bases de dados do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) 2012 foram utilizadas com esse fim. A amostra analítica contém 5.074 estudantes de 779 escolas públicas e privadas do país. Utilizaram-se modelos de equação estrutural e pareamento com escores de propensão para estimar as associações de interesse.

Resultados educacionais chamados de “não cognitivos”, como atitudes, crenças, motivação, expectativas e comportamento relacionado à aprendizagem, constam dos questionários contextuais aplicados pelo exame internacional a estudantes e diretores de escolas. Os construtos de habilidades socioemocionais presentes nos modelos de análise elaborados referem-se a itens desses questionários. Compreendem o comprometimento do aluno com o aprendizado nas dimensões comportamental, motivacional e afetivo, abrangendo, também, estratégias metacognitivas, crenças relativas ao aprendizado, autopercepções de eficácia e habilidade, e motivação.

Os modelos especificados consideraram variáveis referentes às características individuais dos estudantes, ao seu ambiente familiar e às características das escolas frequentadas por eles. Definiu-se a posse de habilidades socioemocionais como o tratamento considerado nos esquemas de pareamento. A seleção dos atributos não cognitivos para investigação – abertura à resolução de problemas, perseverança, senso de autoeficácia, ética de estudos e atitude em relação à escola – teve como referências os estudos de Santos e Primi (2014) e Van Landeghem *et al.* (2002).

Os resultados do PISA 2012 indicaram associações significativas entre atitudes em relação à escola, motivação e engajamento com a aprendizagem, por um lado, e desempenho em matemática, por outro (OECD, 2014a). Nos últimos vinte anos, pesquisas revelaram que o conjunto das características não cognitivas contribui, aproximadamente, tanto quanto as cognitivas na determinação do êxito escolar e profissional, que elas são maleáveis e que abordagens pedagógicas que as integrem têm potencial para diminuir lacunas entre resultados educacionais, econômicos e sociais (OECD *et al.*, 2014).

O objetivo primordial do trabalho foi mensurar as associações e os efeitos causais dos atributos socioemocionais dos alunos sobre o seu desempenho em matemática: quais são as habilidades não cognitivas que têm impacto positivo ou negativo nesse desempenho? Nessa associação há diferenças significativas entre estudantes de escolas públicas e privadas? E há

diferenças significativas entre estimativas dessa associação por modelos de equações estruturais e por pareamento?

Trabalhou-se com as hipóteses de que (1) o modelo de equações estruturais que inclua o construto das competências socioemocionais explicará parcela maior da variância do desempenho em matemática do que um modelo sem esse construto; (2) habilidades não cognitivas têm efeitos diretos sobre desempenho em matemática quando a origem familiar e características da escola do aluno são controladas; (3) o fato de o estudante possuir habilidades não cognitivas tem efeitos causais significativos sobre o seu desempenho em matemática.

O modelo de equações estruturais permite a investigação de relações complexas e multivariadas entre variáveis. A técnica tem sido crescentemente adotada em estudos de economia, ciência política e ciência da educação, sendo útil na estimação de associações entre determinantes do processo de ensino-aprendizagem. O modelo que se construiu para este estudo compõe-se de duas variáveis latentes e 19 variáveis observadas referentes a ambiente familiar, características da escola, habilidades socioemocionais e desempenho em matemática.

O pareamento de grupos amostrais é indicado como solução não paramétrica para problemas de viés comuns em estudos observacionais. O método simula um experimento por meio da composição de grupos de controle e de tratamento o mais semelhantes possível nos termos das características observadas. Depois do pareamento, pressupõe-se que quaisquer diferenças de interesse entre os grupos podem ser atribuídas ao efeito do tratamento sob estudo.

Nos esquemas de pareamento realizados no trabalho, o tratamento consistiu na posse de habilidades socioemocionais (“dummy” com valor um, em caso positivo) e foi definido a partir de cinco indicadores constantes dos índices que compuseram o construto das competências socioemocionais no modelo de equações estruturais. Verificaram-se também diferenças nas estimativas dos efeitos causais em função da dependência administrativa da escola (pública ou privada).

Há poucas investigações que mirem “além do desempenho acadêmico” (como queria John Gray *et al.* [1995]) e que, mais especificamente, investiguem a relação entre características não cognitivas e variáveis relativas a aprendizado no Brasil. Este trabalho discute as possíveis contribuições metodológicas para o estudo do impacto daqueles atributos sobre o desempenho escolar de estudantes brasileiros.

Os resultados alcançados com o modelo de equações estruturais indicaram efeito total positivo e significativo das competências socioemocionais sobre o desempenho em

matemática, inferior apenas aos dos *status* socioeconômicos médio da escola e da família do estudante. Os esquemas de pareamento apontaram efeitos diferenciais de tamanho moderado (de 0,26 e 0,36 [“d” de Cohen]) dessas competências de acordo com a dependência administrativa da escola (pública ou privada, respectivamente). Nas escolas públicas, portanto, cerca de 60% do grupo de estudantes com competências socioemocionais teriam pontuação em matemática superior ao grupo de controle. Enquanto nas escolas privadas, essa proporção seria de aproximadamente 65%.

Tais resultados reforçam a importância mediadora das habilidades socioemocionais no desempenho escolar e sugerem que políticas públicas voltadas para a promoção da qualidade da educação no país incorporem esse conhecimento no seu escopo de atuação. Experiências analisadas em outros países, particularmente nos Estados Unidos e Europa (DURLAK *et al.*, 2011; SKLAD *et al.*, 2012), indicam estratégias por meio das quais as equipes escolares e os professores poderiam aprimorar o trabalho com competências socioemocionais nas escolas brasileiras.

## 2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E EMPÍRICA

O desempenho educacional é fato complexo e multicausal, de modo que se costuma dizer que não existe “bala de prata” em educação. Três conjuntos de fatores podem influenciá-lo, seja por meio da mudança na demanda por escola ou na oferta educacional (RIANI; RIOS-NETO, 2004). O primeiro grupo compreende os recursos das famílias dos estudantes, determinados por sua estrutura e seu nível socioeconômico. O segundo incorpora os elementos da escola, como infraestrutura, professores e organização institucional. E o terceiro engloba vantagens comunitárias, como estoque de capital e recursos.

Segundo a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD, 2013a), 14,8% das diferenças de desempenho no Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) são explicados por disparidades no *status* socioeconômico da família do estudante (no Brasil, são 15,7%). Outro fator importante, as distinções no programa curricular das escolas estão associadas a 37% das variações de desempenho (34% no Brasil). O país, que aumentou em mais de 400 mil estudantes a população de jovens de 15 anos de idade matriculada na escola entre as edições do PISA 2003 e PISA 2012, melhorou seu desempenho no período, mas manteve estável o grau de equidade do sistema de ensino (OECD, 2013a).

Estudos recentes feitos com bases de dados nacionais parecem corroborar os resultados acima. Os fatores cultural e econômico da família são importantes preditores de acesso à escola (RIANI; RIOS-NETO, 2004; MONT'ALVÃO, 2011) e de desempenho escolar (SOARES; COLLARES, 2007), assim como cor ou raça e origem urbana (SOARES; ALVES, 2003; FERNANDES, 2005) e as escolhas escolares das famílias (ALVES, 2010). O envolvimento dos pais brasileiros com a educação desempenha o papel de ativador dos recursos culturais familiares e de formação de comunidades escolares estratificadas (SOARES; COLLARES, 2009).

A redução dessa ligação entre origem social e destino educacional no país é possível (ver VILELA; COLLARES, 2009)? Como poderíamos mitigar o processo de transmissão intergeracional da pobreza que se dá em função de baixo alcance educacional dos pais (ver RIANI; RIOS-NETO, 2004)? As evidências apresentadas pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico indicam a possibilidade de superação desse ciclo (OECD, 2013b): muitos dos países e economias que testemunharam melhora no seu desempenho médio no PISA também conseguiram enfraquecer a associação entre *status* socioeconômico e desempenho.

O desenvolvimento de habilidades chamadas não cognitivas por meio da escolarização

parece ser um dos caminhos possíveis de ação. Literatura produzida especialmente nos Estados Unidos e Europa indica que essas competências estão associadas a uma variedade de resultados sociais, desde comportamento de risco na adolescência a decisões educacionais e produtividade no mercado (HECKMAN; STIXRUD; URZUA, 2006; GUTMAN; SCHOON, 2013).

No domínio estrito da educação, atitudes como senso de autoeficácia e orientação para objetivos estão positivamente relacionados a engajamento cognitivo com o aprendizado (GREENE; MILLER, 1996). Outras características da personalidade também determinam a atitude em relação a testes cognitivos e o consequente desempenho neles (BORGHANS, MEIJERS, WEEL, 2008; DURLAK *et al.*, 2011). Contrariamente ao que se pode esperar, estudos mostram que o engajamento com e na escola, motivação e autopercepções são maleáveis e podem ser influenciadas pelas circunstâncias que os indivíduos encontram e pelas oportunidades que lhes são dadas (OECD, 2013c; GUTHRIE; WIGFIELD; YOU, 2012; SKINNER, PITZER, 2012).

Progressos recentes feitos em campos como o da neurociência educacional, psicologia da aprendizagem e economia da educação sugerem o desenvolvimento de uma abordagem ou ênfase ainda pouco explorada nos estudos de desempenho educacional feitos no ambiente acadêmico brasileiro: o estudo dos efeitos de habilidades socioemocionais sobre o desenvolvimento de competências cognitivas. E talvez mais importante, um crescente corpo de evidências sugere que intervenções educacionais, especialmente na primeira infância, podem transformar as disposições e autopercepções das crianças de forma duradoura (OECD, 2013c; HECKMAN; STIXRUD; URZUA, 2006; HECKMAN *et al.*, 2010).

Nesse ínterim, questionam-se pressupostos bastante consolidados de práticas e avaliações educacionais (ver OECD EDUCATION TODAY, 2012; SCHWARTZ, 2013; TOUGH, 2013), e indicadores quase consensuais de desempenho escolar (desempenho em testes padronizados e fluxo escolar, por exemplo) parecem particularmente destinados a revisões.

Na última década, a OCDE (ver OECD Skills Strategy e o projeto Education and Social Progress) e centros e instituições de pesquisa (ver Collaborative for Academic, Social, and Emotional Learning (CASEL), Partnership for 21<sup>st</sup> Century Learning etc.) têm organizado e incentivado a realização de estudos e eventos sobre o desenvolvimento de competências socioemocionais e o papel dos sistemas de ensino nesse processo. Em 2014, houve no Brasil o High Level Forum on Skills for Social Progress, a segunda conferência internacional sobre capacitações socioemocionais da OCDE. Em 2016, a organização prevê o lançamento do

Education and Social Progress Longitudinal Survey of Skills Dynamics.

Neste estudo, reconhece-se juntamente à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD *et al.*, 2014), a importância de desenvolver competências socioemocionais com o fim de promover qualidade e equidade na educação. Talvez essa seja uma das soluções para a depauperada educação dos países em desenvolvimento e, em específico, da América Latina (ZINNY, 2014). Espera-se que os resultados e as conclusões desta pesquisa contribuam para o avanço do conhecimento a respeito do potencial da integração de habilidades não cognitivas nos programas escolares brasileiros e no preparo das crianças e jovens para este século.

## 2.1 DETERMINANTES DO DESEMPENHO ESCOLAR

O sucesso educacional é influenciado fortemente por fatores internos e externos aos sistemas de ensino. Isso porque está associado tanto a atributos inatos aos estudantes quanto a oportunidades que lhes oferecem a família e a sociedade, em sentido genérico, antes e durante o seu período de escolarização (SOARES; COLLARES, 2007). A ideia de que os efeitos diretos da origem familiar e das habilidades individuais dos alunos são superiores aos efeitos das escolas encontra respaldo em extensa literatura (COLEMAN *et al.*, 1966; MOSTELLER; MOYNIHAN, 1972; FORQUIN, 1995; BAKER; GOESLING; LETENDRE, 2002).

No campo do estudo da influência da escola sobre o aprendizado, contudo, o consenso que se estabeleceu nas últimas décadas é o de que a escola importa e faz, sim, diferença na educação. A linha da “school effectiveness research” (ou “SER”, no acrônimo em inglês) pode ser definida como aquela que investiga as diferenças de desempenho entre as escolas e dentro das escolas, assim como os fatores maleáveis que o determinam – desempenho comumente medido por meio dos escores de rendimento dos alunos em testes padronizados) (LUYTEN; VISSCHER; WITZIERS, 2005).

Os estudos de Edmonds (1979) e de Rutter *et al.* (1982) costumam ser considerados o ponto de partida da “SER”. E muito do que lhes sucedeu teve o propósito (explícito ou não) de refutar a conclusão de que “as escolas não fazem a diferença” atribuída aos trabalhos de Coleman *et al.* (1966) e de Jencks *et al.* (1972)<sup>1</sup>.

---

1

Há um número relativamente grande de publicações que revisam a história do campo dos estudos de efeito da escola. Sugerem-se para consulta: Townsend (2007), Teddlie (2009) e Creemers, Kyriakides e Sammons (2010).

Há modos distintos de classificar a produção dessa linha de pesquisa. Scheerens (1992) identificou cinco campos que lhe são relevantes: igualdade de oportunidade e o papel da escola (e.g. COLEMAN *et al.*, 1996; JENCKS *et al.*, 1972); economia das funções produtivas da educação (e.g. HANUSHEK, 1979, 1986); avaliação de programas educacionais compensatórios (e.g. STEBBINS, 1977); estudos de escolas “de sucesso” e avaliação de programas de reforma escolar (e.g. no primeiro caso, ver BROOKOVER *et al.*, 1979; RUTTER *et al.*, 1982; MORTIMORE *et al.*, 1988; no segundo, ver a revisão de FARRAR *et al.*, 1983); e estudos de eficácia de professores e métodos de ensino (ver revisões de WALBERG, 1984; DOYLE, 1985).

Três correntes de teoria e pesquisa sobre efeitos da escola relativamente independentes foram apontadas por Lee (2000). Estudos que comparam setores de escolas em termos de eficácia sugerem que os traços organizacionais dos diferentes tipos de instituição influenciam tanto o desempenho dos alunos quanto a distribuição dele entre alunos com *backgrounds* diferentes (e.g. ver pesquisas sobre escolas católicas de ensino médio BRYK; LEE; HOLLAND, 1995; LESKO, 1988).

Em seguida, as pesquisas propriamente ditas de escolas eficazes tentam identificar (e o têm feito com algum sucesso) os fatores internos às escolas que as tornam eficazes em termos de ensino para crianças socialmente desfavorecidas (e.g. BROOKOVER *et al.*, 1979; CLARK; MCCARTHY, 1983; EDMONDS, 1979; RUTTER *et al.*, 1982). E há a perspectiva teórica que contrasta dois modelos distintos de organizações: burocrática e comunitária (e.g. BIDWELL; YASUMOTO, 1999; LEE; BRYK; SMITH, 1993).

## 2.2 DEFINIÇÕES E MENSURAÇÃO DO EFEITO DA ESCOLA

No prelúdio dos estudos de estratificação educacional, Mosteller e Moynihan (1972) afirmavam que nenhuma pesquisa a respeito de qualidade da educação poderia ser levada a sério se não considerasse o desempenho educacional ou qualquer outro resultado como sua medida primeira. E embora pouco tempo depois pouca coisa pareça ter mudado (ver REID; HOPKINS; HOLLY, 1987), atualmente há concordância muito maior em relação à definição do objeto, à metodologia apropriada para seu estudo e ao enfoque necessário e explícito em considerar o desempenho dos estudantes (SAMMONS; HILLMAN; MORTIMORE, 1995).

Estudos de eficácia escolar têm em grande medida mensurado as diferenças entre as escolas em termos de “valor agregado”. Mortimore (1991), que traçou a definição original da expressão, dizia que a escola em que o aluno progride além daquilo que se esperaria ao



considerar a composição do alunado ou o seu desempenho inicial (*intake achievements*), pode proclamar-se “eficaz”. Por contraste, em escolas ineficazes, os estudantes fazem menos progresso do que sugerem as suas características de entrada (SAMMONS; HILLMAN; MORTIMORE, 1995). O modelo clássico de valor agregado pretendia resolver as dificuldades no uso de dados transversais para descrever a contribuição específica de cada escola no desempenho discente (BROOKE; SOARES, 2008).

O princípio elementar do método do valor agregado é que escolas semelhantes sejam comparadas a seus pares semelhantes (GRAY *et al.*, 1995). E uma das suas premissas é a constatação de que faz sentido falar em disparidades de “eficácia” institucional se as diferenças de desempenho após o controle da composição discente são atribuídas a fatores sob o controle das escolas. A intuição original dos proponentes do conceito repousa em comparar o aluno não mais com níveis absolutos de aprendizagem alcançada, mas com o progresso do conjunto de alunos de determinada escola. Além disso, reconhecem o fato de ser pouco recomendável confiar em dados produzidos em apenas um ano (GRAY *et al.*, 1995).

Noção talvez menos inovadora, mas igualmente relevante, foi apresentada por J. Douglas Willms (1992)<sup>2</sup>. O autor tomou de empréstimo certa noção de efeito da escola que considerava padrões médios de comparação de modo análogo àquele do modelo de valor agregado (ver AITKIN; LONGFORD, 2002; WILLMS; RAUNDENBUSH, 1989). O “efeito” (aspas usadas originalmente pelo autor) de determinada escola referir-se-ia à diferença entre o resultado médio para um aluno com certo *background* daquela escola e o resultado médio para esse mesmo aluno no sistema escolar como um todo (que poderia reportar-se a um país, estados, municípios ou a subsistemas específicos nessas unidades de análise). O autor considerou, ainda, os componentes da eficácia escolar para distinguir dois tipos de efeitos (chamados “tipo A” e “tipo B”, como discutiremos mais adiante), referentes respectivamente ao efeito global de uma escola e aos efeitos específicos de suas práticas internas.

Os efeitos das escolas são comumente estudados seguindo-se dois outros tipos de abordagens (REYNOLDS *et al.*, 2011): aquelas que se preocupam com o impacto dos sistemas de ensino em termos de equidade *versus* qualidade, e as que destacam a importância de discernir o crescimento na performance discente dos efeitos absolutos da escola. Estudos comparativos internacionais (e.g. PISA, TIMSS, PIRLS) tendem a adotar o primeiro tipo de análise, em que a dimensão da qualidade reporta os *gaps* entre as escolas, e a dimensão da equidade, os internos a elas. E pesquisas mais recentes ressaltam a necessidade de estudos

---

<sup>2</sup> Resumo bem elaborado das concepções anteriores de eficácia escolar ou de “efeitos da escola” também pode ser encontrado no quarto capítulo de Willms (1992).

longitudinais e modelos de curva de crescimento para medir de forma válida mudanças na aprendizagem (REYNOLDS, TEDDLIE, 1999; SINGER; WILLETT, 2003; DE FRAINE; VAN DAMME; ONGHENA, 2007).

O desempenho cognitivo do estudante ainda predomina como critério de eficácia nos estudos dessa linha de pesquisa, mas investigações recentes têm ampliado o escopo dos resultados educacionais de interesse (REYNOLDS *et al.*, 2011). Pois se parece indiscutível a importância de resultados em exames padronizados e medidas análogas, outros indicadores de sucesso escolar devem ser considerados simultaneamente (GRAY *et al.*, 1995). Eles incluem resultados não cognitivos como bem-estar (KONU; LINTONEN; AUTIO, 2002; VAN LANDEGHEM *et al.*, 2002), motivação para o sucesso (VAN DE GAER *et al.*, 2009), traços da personalidade ou do caráter (BORGHANS *et al.*, 2012) e efeitos de longo prazo do progresso escolar na vida adulta (SAMMONS; HILLMAN; MORTIMORE, 1995; PUSTJENS *et al.*, 2004).

Percebe-se neste ponto que a escola é uma organização social complexa e que nenhum dos seus componentes pode ser adequadamente compreendido senão por meio do exame do seu contexto e das múltiplas inter-relações que apresentam. A FIG. 1 mostra um modelo conceitual formulado por Soares (2004) que apresenta de que forma fatores intra e extraescolares estão associados ao desempenho escolar. O modelo pressupõe que o estudo da educação escolar, por meio de análise dos resultados dos alunos, deve considerar diferentes níveis: os do estudante, da sala de aula, da escola, das redes e da sociedade (ALVES, 2009). Nenhum dos componentes do modelo é capaz, portanto, de garantir, isoladamente, bons resultados escolares.

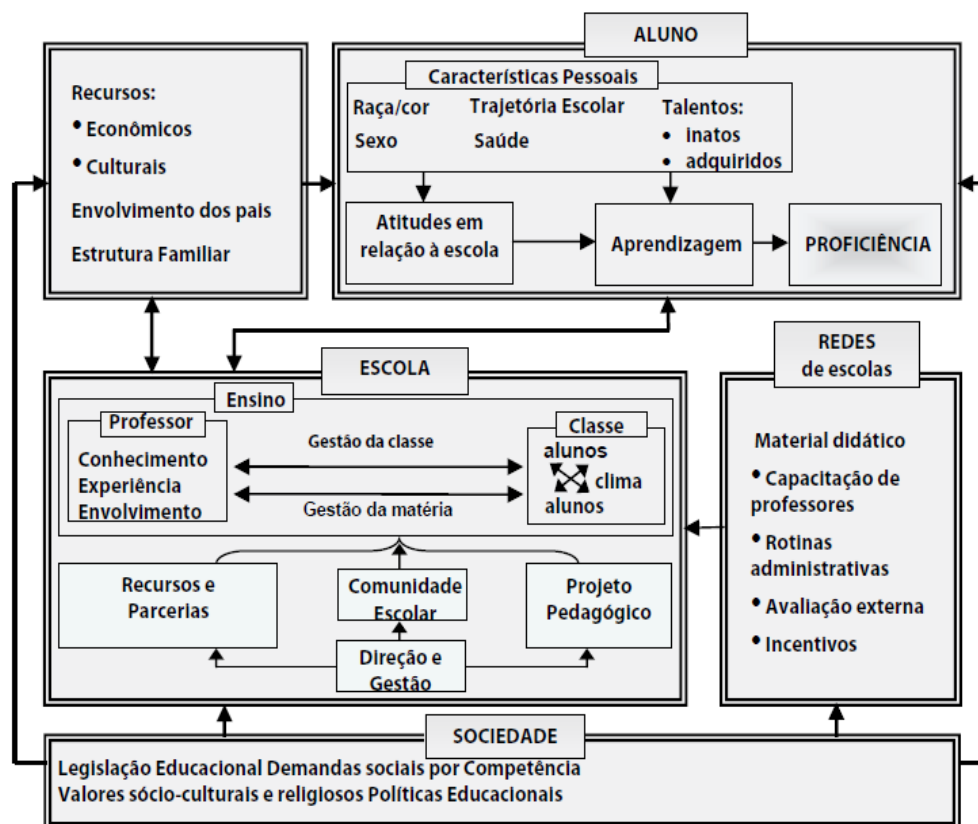


Figura 1: Modelo conceitual para estudo dos resultados escolares.  
Fonte: SOARES, 2004.

Na literatura brasileira, existe certo consenso a respeito dos indicadores relevantes de efeito escolar<sup>3</sup>. Em 2004, o Ministério da Educação, em parceria com o Inep, instituições multilaterais e ONGs, construiu os Indicadores de Qualidade na Educação, destinados a ajudar a comunidade escolar na avaliação e na melhoria da qualidade da escola. Ele contém sete dimensões fundamentais: ambiente educativo, prática pedagógica, avaliação, gestão escolar democrática, formação e condições de trabalho dos profissionais da escola, ambiente físico escolar e acesso, sucesso e permanência na escola.

Esses indicadores encontram apoio em parte expressiva da produção acadêmica

<sup>3</sup> Há vasta produção relativa aos efeitos das origens socioeconômicas, características da escola e relação família-escola no país. Os estudos têm achados convergentes sobre os fatores do desempenho escolar, e a estrutura relacional entre eles foi descrita de forma original por Soares e Collares (2007). A produção referente ao efeito das escolas revela variação significativa entre as escolas, mesmo após o controle dos fatores associados ao aluno e ao seu nível socioeconômico (ALVES, 2010; ALVES; FRANCO, 2008; BARBOSA; FERNANDES, 2001). Algumas das pesquisas sobre a relação família-escola destacaram a heterogeneidade de significados que a escola tem entre os estratos sociais ou em um mesmo grupo social (ALVES, 2010; NOGUEIRA, 2000). E estudos sugerem que o efeito dos pares ou o efeito coletivo do envolvimento dos pais nas escolas deve ser buscado via integração com as famílias (SOARES; COLLARES, 2007), enquanto outros indicam a formação de comunidades escolares segregadas ou ciclos de reforço de prestígio escolar em função das escolhas escolares das famílias (COSTA, 2008; ALVES, 2010).

nacional. Soares (2002) organizou o “fator escola” em seis grandes grupos que representariam os seus principais elementos: infraestrutura e fatores externos à organização da escola, governança da escola, professores, relação com as famílias, clima interno e características do ensino. Dito de outro modo, os itens refletiam as influências externas à escola, suas características estruturais, as relações sociais que ocorrem dentro dela, a atuação dos professores e o seu projeto pedagógico (SOARES, 2004).

Estudo mais recente revisou as literaturas nacional e internacional referente aos fatores escolares e familiares associados ao “sucesso escolar” – entendido em termos de desempenho dos estudantes em testes padronizados, rendimento e fluxo escolares (DE FELICIO, 2008). O levantamento abrangeu um total de 29 produções acadêmicas. Nessas, três fatores escolares apresentaram fortes indícios de terem um efeito positivo e significativo sobre o desempenho escolar: rendimento do professor, instalações da escola (condições físicas dessas instalações) e acesso à internet.<sup>4</sup>

Houve outros cinco fatores com indícios um pouco mais fracos, mas ainda com resultados estatisticamente positivos: laboratório de ciências, experiência do diretor, biblioteca, rendimento do diretor e tamanho da turma. Elementos adicionais relacionados ao quadro docente, como formação (nível superior), experiência e capacitação, revelaram ambiguidade no sentido e na significância estatística de sua influência sobre a eficácia escolar. Reporta-se nas subseções abaixo a literatura a respeito das variáveis relativas às características das escolas que compuseram os modelos de análise deste trabalho. Utilizou-se a lista de questões constante dos Indicadores da Qualidade da Educação (AÇÃO EDUCATIVA, 2008) como material auxiliar do exame dos itens que seguem.

### 2.2.1 Ambiente escolar e fatores externos à escola

A escola brasileira é fortemente influenciada pelas circunstâncias sociais, econômicas e políticas que a cercam. Conhecê-las é estratégia indispensável para estabelecer os limites e as possibilidades de sua atuação. Assim, se na literatura internacional o tamanho da turma sobressai-se como fator primordial da infraestrutura escolar (MAYER; MULLEN; MOORE, 2000), as diferenças evidentes dos sistemas de ensino no Brasil fazem do ambiente físico das

---

<sup>4</sup> O estudo indicou que poucas pesquisas utilizaram os dados de fluxo escolar como variável explicativa e destacou aquelas que avaliaram a relação entre a forma de organização do ensino fundamental em séries ou ciclos e o fluxo escolar. As análises encontraram relação positiva e significativa entre a organização em ciclos e a taxa de aprovação média e uma relação negativa entre aquela e a taxa de evasão. Já os fatores de grupo (“nível socioeconômico do grupo”) apresentaram relação positiva com o desempenho escolar, de acordo com o levantamento.

escolas objeto fundamental de pesquisas (BARBOSA; FERNANDES, 2001). Nos modelos de análise adotados neste trabalho, o índice de recursos educacionais foi computado com base em seis itens mensurando a percepção dos diretores de escola a respeito de fatores que potencialmente impediam a instrução na escola.

### 2.2.2 Clima interno da escola

O clima da escola, ou o ambiente educativo, está positivamente relacionado ao aprendizado em resultados de diversos estudos (MORTIMORE, 1996; REYNOLDS, 1996; COLLIE, SHAPKA, PERRY, 2012; SEBASTIAN; ALLENSWORTH, 2012). A literatura revisada ressalta a importância de um ambiente de trabalho organizado, disciplinado e administrado por um grupo de líderes estável. Muitas escolas de sucesso preocupam-se, ainda, e antes de tudo, com questões básicas que vão da segurança à limpeza. A manutenção de um ambiente seguro para o aprendizado acontece em alguns casos por meio do monitoramento constante de conflitos e da resolução ágil deles. Algumas escolas contam, ainda, com uma equipe de profissionais especializados (por exemplo, fonoaudióloga, nutricionista, assistente social e psicólogo) para apoiar os alunos com dificuldades específicas (FUNDAÇÃO LEMANN; ITAU BBA, 2013).

Nesse grupo de fatores da construção de um ambiente sadio de convivência, integram-se a sensibilidade da equipe escolar para com os estudantes e, em particular, elevadas expectativas dos professores em relação aos alunos. Os modelos estatísticos construídos neste trabalho constituíram-se de dois índices relativos a fatores que afetavam o clima escolar e de um índice referente à motivação do professor, todos compreendidos como “proxy” do clima das escolas participantes do PISA 2012.

### 2.2.3 Efeito dos pares

No contexto da escola, os efeitos dos pares têm recebido atenção considerável, especialmente desde a publicação do célebre relatório de Coleman (COLEMAN *et al.*, 1966; LIN, 2005). Múltiplas teorias a respeito da influência que as decisões ou resultados de um indivíduo recebe das características ou resultados de seus colegas foram formuladas em sociologia, psicologia e outras ciências sociais: dentre elas, os “mecanismos de influência interpessoal” (CAMPBELL *et al.*, 1990), o “processo de grupo de referência normativa” (SPADY, 1973), o “modelo de contágio” ou “epidêmico” de Crane (1991) e o “modelo de

socialização coletiva” em Wilson (1997).

Extensa literatura internacional desenvolveu-se com o fim de modelar e mensurar as consequências das interações sociais entre estudantes no campo da economia, no contexto de redes de família, vizinhança e sociedade, e dentro de ambientes educacionais. Na terminologia de Manski (1993), os efeitos dos pares podem ser separados em efeitos contextuais e endógenos. Os primeiros surgem por causa de atributos observáveis dos pares (por exemplo, o nível educacional dos pares), e os últimos, porque o comportamento dos pares (os resultados dos pares, por exemplo) influenciam os resultados de outro estudante (HARALDSVIK; BONESRÖNNING, 2014)<sup>5</sup>.

A produção teórica a respeito do tema oferece alguma orientação para a caracterização dos pares (EPPLÉ; ROMANO, 1998; LAZEAR, 2001; AKERLOF; KRANTON, 2002). A maior parte da literatura empírica ocupa-se com o efeito potencial dos pares em razão da habilidade do estudante, enquanto poucos estudos definem o grupo de pares pelo nível educacional dos pais dos colegas de classe (HARALDSVIK; BONESRÖNNING, 2014). McEwan (2003) e Bifulco, Fletcher e Ross (2011) encontraram associações positivas entre nível educacional da mãe e desempenho em testes, abandono escolar e ingresso no ensino superior. Abdulkadrioglu, Angrist e Pathak (2011) utilizaram medida mais ampla dos pares – um *mix* socioeconômico –, mas não descobriram relação significativa entre seleção escolar e pontuação em testes.

Estudos igualmente recentes indicam a influência da composição social da classe sobre o desenvolvimento de competências socioemocionais. Gottfried (2014a) encontrou associação significativa entre a presença de colegas estudantes de língua inglesa não nativos em salas de aula em que o inglês era a língua nativa e a redução da ocorrência de problemas comportamentais e o desenvolvimento de habilidades sociais. Estudo adicional de Gottfried (2004b) descobriu associação significativa entre a proporção de estudantes com conhecimento abaixo do adequado para a série escolar e a ocorrência de estudantes com menos habilidades sociais. Os dois estudos concentraram-se nos primeiros anos escolares em razão de serem períodos críticos para o desenvolvimento social, com implicações para o sucesso educacional e demais resultados na vida adulta.

Neste estudo, adotou-se medida “proxy” do efeito da turma ou dos pares análoga àquela dos últimos autores citados e sugerida por Santos e Primi (2014). Ela se compôs do

<sup>5</sup> A estimação dos efeitos da interação social é uma tarefa difícil. Manski (1993) descreve o “problema de reflexão”, referente à impossibilidade de identificar separadamente aqueles dois tipos de efeitos sociais – endógenos ou comportamentais e contextuais ou exógenos. De acordo com Feld e Zölitz (2014), este é apenas um dos três principais desafios empíricos à estimação dos efeitos dos pares, sendo os outros dois o problema de seleção e a “mecânica de Angrist”.

índice do *status* econômico, social e cultural médio da escola – composto das médias de três outros índices: índice de posses domésticas, da ocupação mais elevada dos pais, e da maior educação dos pais expressa em anos de escolaridade – e dos escores médios da escola do construto de competências socioemocionais.

A possibilidade de o desenvolvimento de competências socioemocionais influenciar o desempenho escolar e mesmo contribuir para a redução das desigualdades educacionais é problema de estudo dos mais pertinentes ao campo de estudos de estratificação educacional. Os modelos de análise construídos têm como pressuposto a complexidade dos mecanismos causais que se anteveem a partir da revisão teórica e, por essa razão, compreendem variáveis relativas tanto ao ambiente familiar do estudante quanto às características das escolas que ele frequenta. Na próxima seção, revisa-se a literatura relevante às variáveis indicadoras do construto das competências socioemocionais que compôs os modelos mencionados.

### 2.3 CARACTERÍSTICAS DA PERSONALIDADE: TEORIA E MEDIÇÃO

Neste estudo investigam-se os efeitos de competências socioemocionais (ou habilidades “não cognitivas”) sobre atributos cognitivos, tal como aquelas são medidas nos questionários contextuais aplicados a estudantes e diretores de escola no âmbito do PISA 2012, e tal como os últimos atributos estão implicados no desempenho nos testes de matemática desse programa de avaliação. Mensurar características “não cognitivas” da personalidade não é tarefa simples, razão por que se recorre à literatura pertinente com o fim de esclarecer as definições dos indicadores do construto das habilidades socioemocionais que foram adotadas neste trabalho.

A complexidade do comportamento humano e a multicausalidade das manifestações que dele se observam tornam espinhosa a tarefa de caracterizá-lo e de identificar os seus diferentes níveis de atributos (tal é o “problema de identificação” apontado por Almlund *et al.* [2011]). E tanto é assim que o último século testemunhou debate fecundo a respeito da possibilidade de obter-se uma caracterização parcimoniosa do comportamento (SANTOS, 2013). Os sistemas de mensuração dos atributos humanos têm acompanhado em larga medida os desdobramentos dessa discussão.

Os termos competências socioemocionais e habilidades “não cognitivas” são utilizados para abranger uma série de comportamentos, características da personalidade e atitudes, em contraste com habilidades, aptidões e realizações educacionais (GUTMAN; SCHOON, 2013). O conceito foi introduzido pelos sociólogos Bowles e Gintis (1976) com o

fim de delimitar fatores distintos daqueles medidos com mais frequência por pontuações em testes cognitivos. A expressão “não cognitivos” sugere, contudo, falsa dicotomia entre supostos atributos exclusivamente cognitivos e o que se costuma conceber como habilidades psicológicas ou socioemocionais (BORGHANS; MEIJERS; WEEL, 2008; GUTMAN; SCHOON, 2013) – motivo pelo qual se prefere falar em habilidades socioemocionais, expressão comum em outros campos, sem se pretender distanciar da literatura relevante ao tema<sup>6</sup>.

Habilidades socioemocionais são comumente tidas como complementares às características da cognição e são objeto recente de investigação, teorização e mensuração, particularmente nas ciências sociais brasileiras. Levando-se em conta esses dois fatos, julgou-se adequado descrever as primeiras estabelecendo-se primeiro o que seria a sua contraparte. Há vários modos de compreender quais características humanas são cognitivas. Neste trabalho, utiliza-se definição restritiva, adotada por Santos (2013), em que apenas o “fator 'g'” (ou os testes de QI de Stanford-Binet, que se aproximam deste fator) é considerado puramente cognitivo. Assume-se que as demais expressões do comportamento sofrem, em alguma medida, influências combinadas de atributos cognitivos e não cognitivos<sup>7</sup>.

Estabelecer relações causais entre atributos não cognitivos e variáveis de desempenho educacional (ou quaisquer outras relativas a resultados econômicos ou sociais) é tarefa desafiadora por pelo menos dois motivos. Há o problema de identificação, mencionado anteriormente, e que consiste na ausência de uma forma natural e universalmente aceita de medir aqueles atributos. Costuma-se inferir os seus níveis por meio de manipulações estatísticas de comportamentos observados, tais como testes, inventários e escalas (SANTOS, 2013). Identificá-los a partir de medições indiretas é exercício complexo, particularmente por ignorarem-se quantas seriam as características relevantes em mensurações dessa natureza (consultar discussão exposta em Santos, 2013).

O segundo problema pertinente à proposta deste estudo refere-se à possibilidade de causalidade reversa ou associação acumulativa entre competências socioemocionais e

---

<sup>6</sup> Eventualmente, ao longo do trabalho, fala-se em habilidades “não cognitivas” ou atributos “cognitivos”, mas apenas com o fim de não suscitar distanciamento em relação à produção prévia no campo, o que implicaria em perda de consistência teórica. Entende-se com clareza que a aprendizagem é produto de interação permanente entre competências e habilidades que se concebem “cognitivas” e “não cognitivas”, e que mudanças na personalidade são improváveis de acontecerem na ausência dessa interação (BRANSFORD; BROWN; COCKING, 2000; GUTMAN; SCHOON, 2013).

<sup>7</sup> Discussões a respeito de delimitações dessa natureza são especialmente pertinentes aos estudos de estratificação social e de determinantes de resultados e trajetórias educacionais. Recordam-se os recentes esforços e parcerias de instituições privadas e organizações governamentais, tais como o Programa de Apoio à Formação no Campo das Competências Socioemocionais, no sentido de estimular pesquisas e projetos a respeito das habilidades socioemocionais em educação.



desempenho escolar<sup>8</sup>. Pressupõe-se que o desenvolvimento dos diferentes atributos é interdependente e mutuamente determinado em relação a variáveis ambientais. Por essa razão, pesquisas com uso de dados transversais, em que medidas de desempenho educacional e de competências socioemocionais apareçam fortemente correlacionadas, suscitam investigações complementares que esclareçam a direção da relação de causalidade. Solução natural consiste na produção de ordenamento temporal por meio do descasamento das datas de medição dos atributos e dos resultados.

Na próxima seção, revisa-se a literatura pertinente à análise das cinco habilidades socioemocionais que compuseram os modelos teórico e estatísticos utilizados neste trabalho. Os questionários do estudante do PISA 2012 implementaram uma versão do modelo compreendido na teoria do comportamento planejado (AJZEN, 1991; ver FIG. 2)<sup>9</sup> e envolveram escalas “likert” (de quatro e cinco pontos) que mediam traços da personalidade, autoeficácia, motivação e atitudes em relação à escola.

---

<sup>8</sup> Estudos em educação e psicologia aplicada sugerem que a proficiência em matemática é resultado de múltiplos ciclos de desenvolvimento (OECD, 2013a). As evidências indicam adicionalmente que as disposições, comportamentos e auto concepções e desempenho em matemática associam-se de forma acumulativa, isto é, reforçam-se mutuamente. Esse reforço positivo ocorre em dois níveis: (1) o futuro depende do passado (tanto em competências socioemocionais quanto em proficiência em matemática); e (2) o futuro depende do passado de forma circular. Por exemplo, estudantes que acreditam que são capazes de resolver problemas de matemática tornam-se melhores em fazê-lo; e quando eles veem que são bons em matemática e esperam bom desempenho na disciplina, tendem a ter níveis mais elevados de autoeficácia, a gostar de matemática e a envolver-se com a escola e com a disciplina.

<sup>9</sup> Confiança para resolver tarefas de matemática e valorização da disciplina são fatores extremamente relevantes para predição ou explicação do comportamento do estudante em relação à matemática (que compreendem, por exemplo, decisões referentes a que curso fazer ou a que carreira seguir). Modelos de valor da expectativa em psicologia e economia têm sugerido integrar ambos os aspectos da tomada de decisões (OECD, 2013a). Um desses modelos é a teoria de comportamento planejado de Ajzen (1991), que afirma que o comportamento volitivo é determinado por atitudes específicas e normas subjetivas (i.e. componente do valor) mais controle do comportamento percebido (i.e. componente da expectativa). Questionários do estudante do PISA 2012 com a aplicação completa do modelo de Ajzen foram entregues a apenas uma subamostra de estudantes.

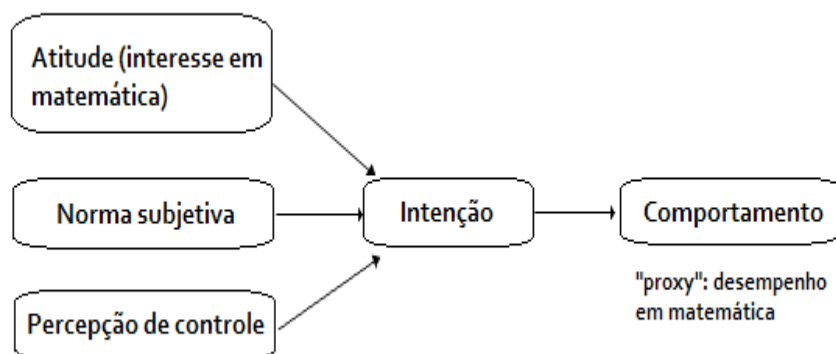


Figura 2: Modelo da teoria do comportamento planejado  
 Fonte: OECD, 2014b, p. 60. Tradução do autor.

Os construtos implicados nos questionários, de acordo com alguns autores, podem ser entendidos como facetas dos cinco grandes domínios de personalidade da teoria dos “Big Five”<sup>10</sup>, dada a maneira como se relacionam estatisticamente com medidas desses domínios (SANTOS; PRIMI, 2014). E habilidades psicossociais relevantes no contexto educacional incluídas no conceito de “construtos não cognitivos”, propõem Kyllonen, Lipnevich, Burrus & Roberts (2008), podem ser organizadas a partir daquele modelo.

Sugere-se também neste trabalho o entendimento de algumas das medidas abordadas nos questionários do PISA 212 a partir das cinco variáveis latentes do “Big Five”<sup>11</sup>. Buscou-se assim reduzir a possibilidade do problema frequente de lacunas no acúmulo do conhecimento em função do uso de medidas distintas de habilidades socioemocionais (GUTMAN; SCHOON, 2013).

## 2.4 EVIDÊNCIAS DA ASSOCIAÇÃO ENTRE COMPETÊNCIAS SOCIOEMOCIONAIS E DESEMPENHO ESCOLAR

Atributos socioemocionais e resultados educacionais aparecem positivamente

<sup>10</sup> Os “Big Five” são construtos latentes obtidos por análise fatorial realizada a respeito de respostas de amplos questionários com perguntas diversificadas sobre comportamentos representativos de todas as características de personalidade que um indivíduo poderia ter (SANTOS; PRIMI, 2014). A regularidade empírica dessa análise sugeriu que os traços da personalidade ou atributos cognitivos humanos pudessem ser agrupados em cinco grandes blocos, que depois do trabalho de Lewis Goldberg (1980, 1991) passaram a ser tratados também pela sigla OCEAN, designando em português: abertura a novas experiências, consciência, extroversão, amabilidade e neutoricismo (ou estabilidade emocional).

<sup>11</sup> O esquema proposto por John e Srivastava (1999) (ver Anexo) é especialmente proveitoso para ajustar as habilidades socioemocionais capturadas pelos questionários do PISA 2012 nos cinco grupos dos “Big Five”.

associados em extensa literatura (BOWLES; GINTIS, 2002; FARKAS, 2003; HECKMAN; STIXRUD; URZUA, 2006; JENCKS, 1979; LLERAS, 2008), e Heckman e outros pesquisadores (2006) sugerem que o investimento no desenvolvimento desses atributos produz retornos consideráveis em termos de realização educacional e mobilidade. As evidências parecem ser menos claras em relação à possibilidade de haver causalidade mensurável entre os dois grupos de variáveis e quanto à eficácia de intervenções que se sustentem nesse pressuposto (GUTMAN; SCHOON, 2013)<sup>12</sup>.

Intervenções que se propuseram desenvolver habilidades não cognitivas tendo em vista promover resultados educacionais têm apresentado notável sucesso (ALMLUND *et al.*, 2011; LLERAS, 2008; MULTON; BROWN; LENT, 1991; HECKMAN; RUBINSTEIN, 2001; HECKMAN; HUMPHRIES; MADER, 2011). Mais competências socioemocionais implicaram em ganhos no desempenho em testes padronizados e em termos de comportamento orientado para a aprendizagem (e.g. frequência às aulas, entrega do trabalho de casa e escolha de cursos mais desafiadores).

Meta-análise recente de programas de aprendizagem social e emocional universal (em inglês, “universal social and emotional learning program”, ou “SEL”) indicou que os participantes demonstravam habilidades psicossociais, atitudes e comportamentos que se refletiam em vantagens no desempenho escolar (DURLAK *et al.*, 2011). E estudos de intervenções específicas como o Abecedarian Project (HECKMAN *et al.*, 2009), NFP program (OLDS, 2006), Tools of Mind (DIAMOND *et al.*, 2007) e Perry Preschool Program (HECKMAN *et al.*, 2010) revelaram efeitos marginais diferenciados em função do tempo, das competências cognitivas e não cognitivas atingidas e das características institucionais das escolas (BORGHANS *et al.*, 2012).

No entanto, parte da literatura referida acima se concentra em intervenções de pequena escala e com resultados de replicabilidade limitada (SANTOS; PRIMI, 2014). Os programas também costumam diferir em outras dimensões, o que dificulta o trabalho de isolar os componentes de sua eficácia (BORGHANS *et al.*, 2012). Embora os benefícios dos programas de aprendizagem socioemocionais possam ter sua universalidade questionada, a produção do campo sugere que fatores não cognitivos são tão ou mais importantes para a progressão escolar e o sucesso na vida adulta do que as competências cognitivas.

---

<sup>12</sup> O uso corriqueiro de dados correlacionais combinado ao pouco emprego de métodos experimentais em número considerável de estudos do campo parece ser um dos limites ao alcance dos resultados produzidos. Há acordo apenas incipiente em torno de definições e técnicas de mensuração das competências socioemocionais (carece-se de medida consensual) e sabe-se pouco a respeito da maleabilidade desses atributos.

Comentam-se em seguida os achados da literatura relativa aos construtos socioemocionais utilizados nos modelos de análise adotados neste trabalho. Essa produção distingue características relativamente estáveis, tais como os traços da personalidade, de atributos mais flexíveis e modificáveis, como autopercepção, motivação e competências sociais. Especialmente os atributos do segundo tipo constaram dos modelos utilizados. A organização da seção de acordo com o enquadramento das variáveis indicadoras das dimensões mais genéricas da personalidade referenciou-se na discussão de John e Srivastava (1999), Gutman e Schoon (2013) e Santos (2013).

#### 2.4.1 Perseverança e ética de estudos de matemática (“proxy” de “consciência”)

Nessa categoria, incluem-se características como perseverança, disciplina, esforço e responsabilidade, importantes em atividades como estudo, que compreendem compromissos de médio e longo prazo (SANTOS, 2013). Em educação, a “consciência” é, junto à *Abertura a novas experiências*, o atributo mais associado à escolaridade final de um indivíduo. Estudos indicam que comportamentos relacionados à conscienciosidade, como pontualidade no comparecimento às aulas e entrega do dever de casa, são capazes de prever com antecedência de até dez anos a escolaridade final atingida (LLERAS, 2008).

A “consciência” é o mais importante dos atributos socioemocionais referentes às notas obtidas ao longo do ciclo educacional, com efeitos comparáveis aos das medidas de inteligência. Na primeira infância, medidas de persistência e distratabilidade reportadas pelos pais sobre os filhos estão bastante correlacionadas com notas na escola e em testes de aprendizagem (MARTIN, 1989). Por sua vez, as crianças que esperaram mais tempo para comer o doce no Teste do Marshmallow<sup>13</sup> (MISCHEL; SHODA; RODRIGUEZ, 1989) obtiveram notas mais elevadas no exame padronizado SAT, utilizado no ingresso às universidades americanas.

Em estudo de Duckworth e Seligman (2005), a autodisciplina explicou duas vezes mais do que a inteligência a variância das notas de uma coorte de alunos de oitava série. As diferenças de autodisciplina entre grupos de jovens dos dois sexos são uma das razões do aumento das distâncias de percentual daqueles que decidem fazer a faculdade (JACOB, 2002). Os estudos relativos à “consciência” parecem indicar para o fato de que ela estaria mais associada às pontuações em testes na escola do que a exames padronizados externos,

<sup>13</sup> O experimento ou os testes do marshmallow consistiu em uma série de estudos a respeito dos aspectos cognitivos e “atencionais” do atraso de gratificação em crianças. Esses estudos foram conduzidos por equipes lideradas pelo psicólogo Walter Mischel no fim dos anos 1960 e começo dos 1970.

sugerindo a existência de mecanismos além da capacidade de aprendizado que relacionem aquele fator ao êxito escolar (SANTOS, 2013).

#### **2.4.2 Abertura à resolução de problemas (“proxy” de abertura a novas experiências)**

O domínio que abrange curiosidade, imaginação e capacidade de questionamentos aparece associado pela literatura à escolaridade final, aproveitamento escolar e opção por cursos mais difíceis (SANTOS, 2013). Em estudo recente que propôs um modelo dinâmico de formação de atributos cognitivos e não cognitivos, revelou-se que crianças com níveis mais altos dos últimos atributos apresentavam desenvolvimento mais acelerado das habilidades cognitivas (CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010), o que sugere que a correlação entre “abertura” e inteligência deve-se a um efeito causal da primeira sobre a segunda (SANTOS, 2013).

Estudantes de ensino médio mais abertos a novas experiências, em outro estudo, faltaram menos à aula e optavam por cursos mais exigentes de matemática (LOUNSBURY *et al.*, 2004). Contudo, embora a “abertura” seja o segundo fator mais associado à média final de notas na escola, a correlação que apresenta é relativamente modesta, equivalendo a um terço daquela estimada entre inteligência e pontuação em testes (POROPAT, 2009). Em algumas investigações, essa correlação revela-se mais alta no início do ciclo educacional do que no final dele (ALMLUND *et al.*, 2011).

#### **2.4.3 Atitude em relação à escola e resultados da aprendizagem (“proxy” de motivação para o aprendizado)**

As atitudes dos alunos em relação à escola podem ser influenciadas por seus pais, professores, colegas e pela atmosfera da escola. A associação positiva entre atitude em relação à escola e desempenho escolar, assim como a primeira variável e o envolvimento dos pais com a educação dos filhos, é verificada por um número considerável de estudos (SOARES; COLLARES, 2007; ADLYN, 2013; NJAGI; MIGOSI; MWANIA, 2014).

As evidências da última edição do PISA indicam que elas não estão fortemente associadas com o desempenho em matemática: nas economias participantes do programa, uma diferença de uma unidade nos índices de atitudes em relação à escola correspondia a uma diferença que variava de zero a 20 pontos em matemática (OECD, 2013b). Diferenças naqueles índices explicavam menos de 10% do desempenho na disciplina em quase todos os

países.

#### 2.4.4 Autoeficácia em matemática (“proxy” de estabilidade emocional)

Essa categoria de atributo socioemocional conta com vasta produção acadêmica em função da inclusão de escalas associadas às facetas dela em importantes bases de dados americanas (em particular, escalas de autoestima e de controle sobre as situações que determinam o sucesso) (SANTOS, 2013). Esse fato tende a superestimar a importância relativa desse atributo vis-à-vis os demais “Big Five”, embora se saiba de poucas produções relativas a impactos dele sobre desempenho escolar.

Estudos de Heckman e coautores, que recorreram a medidas associadas com frequência à estabilidade emocional e ao *locus* de controle de Rotter, indicam que este último estaria associado a aumento nas chances de completar o segundo grau. Trabalho recente ligando traços da personalidade dos “Big Five” ao nível de escolaridade alcançado apontou que a estabilidade emocional, junto à conscienciosidade, é um dos dois preditores mais importantes (ALMLUND *et al.*, 2011).

Termos como autoeficácia percebida e impotência aprendida (em inglês, “learned helplessness”) decorrem de fenômenos psicológicos reais por meio dos quais os indivíduos podem gradualmente modificar as suas percepções do mundo, deles mesmos e de como eles se relacionam com outros com base no que eles experienciam (SCHUNK; PAJARES, 2009; DWECK; MASTER, 2009). No PISA 2012, “autoeficácia” descreve a crença dos estudantes de que, por meio das suas ações, eles podem produzir os resultados esperados.

A literatura indica que níveis baixos desse atributo implicam em maiores riscos de subdesempenho em matemática (BANDURA, 1997; SCHUNK; PAJARES, 2009) e menor probabilidade de regular comportamentos orientados para o desempenho ou de estar motivado para engajar-se com o aprendizado (KLASSEN; USHER, 2010; SCHUNK; PAJARES, 2009).

Estudo recente feito no Brasil revelou associações positivas entre algumas das características socioemocionais mencionadas nesta seção e o desempenho de estudantes em testes padronizados de português e matemática (SANTOS; PRIMI, 2014). Houve efeito diferenciado das competências não cognitivas em função de características individuais (sexo, idade, cor da pele), ambiente familiar e atitude dos pais em relação à educação.

O papel das competências socioemocionais no desempenho escolar é tópico que começa a ser estudado no país. Na definição do problema de pesquisa e do desenho metodológico deste trabalho, consideraram-se os limites da literatura anterior em imputar

causalidade a mecanismos associativos análogos aos delineados mais à frente. Espera-se que os achados da pesquisa consistam em contribuição importante para a agenda de debates que envolvem o tema. Depois da análise dos dados, discutem-se as implicações que se desenham para políticas públicas e iniciativa privada voltadas para o desenvolvimento de habilidades socioemocionais na educação (cf. SANTOS, 2013).

### 3 OBJETIVOS DESTA PESQUISA

Neste trabalho, investigam-se as associações entre o construto de competências socioemocionais e o desempenho em matemática de estudantes brasileiros participantes do PISA 2012. Estimam-se também as relações que aquele construto mantém com covariáveis relativas a características individuais dos alunos, *status* socioeconômico, características da escola, atitudes dos pais em relação à educação, presença da mãe no domicílio e frequência do estudante à educação infantil.

O construto de competências socioemocionais compôs-se de cinco indicadores: perseverança, abertura à resolução de problemas, atitude em relação à escola, noção de autoeficácia em matemática e ética de estudos na mesma disciplina. A amostra utilizada compreendeu 5.074 estudantes de 779 escolas públicas e privadas em todas as regiões do país – 84% dos estudantes estudavam em escolas públicas. Para examinar associações hipotéticas tais como as mostradas na FIG. 3, adotaram-se modelos de equações estruturais e esquemas de pareamento com escores de propensão.

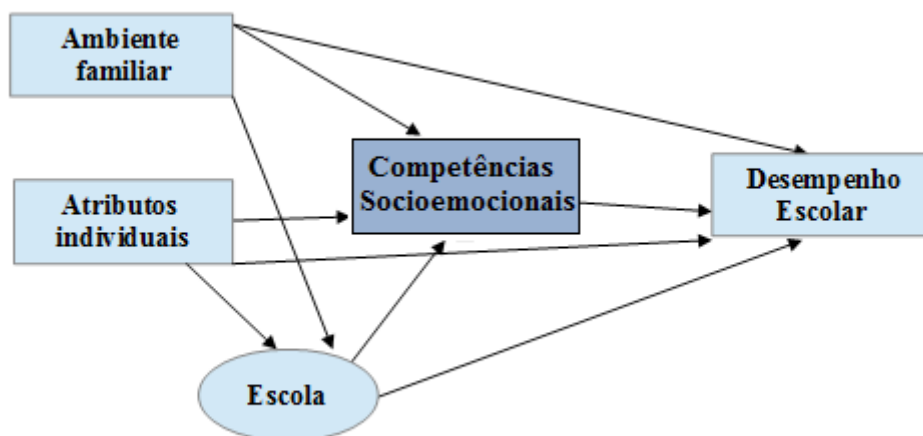


Figura 3: Modelo conceitual de determinantes do desempenho escolar  
Elaboração do autor.

O problema principal de pesquisa pode ser expresso na seguinte pergunta: qual é a importância das competências socioemocionais dos estudantes brasileiros sobre o desempenho em matemática no teste do PISA 2012? Poderíamos fazer a mesma pergunta de outra forma, referindo-se mais especificamente a um conjunto de técnicas e a uma



terminologia própria: qual é o tamanho do efeito que aquelas competências têm sobre esse desempenho? A questão converteu-se em dois objetivos: (1) estimar as associações entre habilidades socioemocionais, ambiente familiar, características individuais, características da escola e desempenho em matemática; (2) estimar os efeitos causais da posse de habilidades socioemocionais sobre o desempenho em matemática, recortando-os por dependência administrativa da escola (pública ou privada).

As três hipóteses que se testaram no estudo foram: (1) modelo de equações estruturais em que conste o construto das competências socioemocionais explicará parcela maior da variância do desempenho em matemática do que um modelo sem esse construto; (2) habilidades socioemocionais atuam como variável mediadora entre *status* econômico, social e cultural e desempenho em matemática, e entre características da escola e esse desempenho, com efeito direto significativo; (3) a posse de competências socioemocionais apresenta efeito “causal”<sup>14</sup> significativo sobre o desempenho em matemática.

---

<sup>14</sup> A discussão a respeito dos pressupostos da imputação de causalidade é vasta. As três condições clássicas, no entanto, foram definidas de modo satisfatório por John Stuart Mill (SHADISH; COOK; CAMPBELL, 2001): 1) a causa hipotetizada deve preceder o seu suposto efeito no tempo; 2) se os níveis da causa diferem de alguma forma sistemática, deve haver variação correspondente no efeito; e 3) o pesquisador deve ser capaz de descontar toda e qualquer explicação plausível – além daquela causal antecipada – para a associação entre a causa hipotetizada e o efeito. O autor do trabalho tem ciência de que nenhuma das condições é atendida nesta pesquisa tanto por razões concernentes à natureza dos dados utilizados quanto às informações disponíveis para construção dos modelos estatísticos. Para discussão mais aprofundada do tema, sugere-se Murnane e Willett (2010).

## 4 MÉTODOLOGIA

### 4.1 OS DADOS

O Programa Internacional de Avaliação de Estudantes de 2012, desenvolvido e coordenado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), avaliou competências cognitivas e não cognitivas de estudantes de 15 anos de idade em leitura, matemática e ciência (com foco em matemática) em 65 países e economias. Foram cerca de 510 mil estudantes participantes do exame. Em 44 os países, 85 mil alunos também participaram de uma avaliação opcional de resolução criativa de problemas. O Brasil foi um desses países e participou do exame com 19.204 estudantes de 839 escolas públicas e privadas.

O desenho de amostragem utilizado pela avaliação do PISA consistiu em amostragem estratificada em dois estágios. As unidades da amostragem de primeiro estágio foram formadas por escolas individuais contendo estudantes de 15 anos de idade. As escolas foram selecionadas por amostragem sistemática de probabilidade proporcional ao tamanho (“Probability Proportional to Size”, ou “PPP”, em inglês). As unidades da amostragem do segundo estágio constituíram-se dos estudantes dentro das escolas amostradas. Mais informações a respeito dos procedimentos de amostragem adotados podem ser consultadas no relatório técnico da última edição da avaliação (OECD, 2014b).

Os estudantes que participaram do PISA 2012 responderam a combinações diferentes de testes com duração média de duas horas. Estudantes, pais de alunos e diretores de escolas também preencheram questionários contextuais em que forneciam informações sobre *background* social, econômico e cultural, características das escolas, experiências de ensino e aprendizagem e o sistema educacional como um todo. O questionário dos estudantes reproduziu uma versão do modelo de Ajzen (1991) da teoria do comportamento planejado<sup>15</sup>.

Os instrumentos foram elaborados com o fim de abranger os *inputs* e processos da aprendizagem dos estudantes nos níveis do indivíduo, da escola e do sistema de ensino (OECD, 2013b). O questionário contextual do estudante da última edição do PISA apresentou duas novas escalas (perseverança e abertura à resolução de problemas), desenvolvidas em reconhecimento à importância crescente da resolução de problemas na parte cognitiva da

---

<sup>15</sup> Pressuposto dessa teoria é que as atitudes, percepções de controle e normas subjetivas dos estudantes podem prever sua ética de estudo, suas intenções – e.g., seu desejo de dedicar tempo ao trabalho de casa de matemática –, seu comportamento orientado para os estudos e, finalmente, seu desempenho em matemática (OECD, 2014b).

avaliação. Os dados produzidos pelo PISA 2012 têm natureza multinível e permitem entender as relações complexas em que consistem as interações entre processos, *inputs* e resultados educacionais.

A métrica para a escala global de matemática foi baseada em uma média dos países da OCDE de 500 pontos e um desvio-padrão de 100 pontos, tendo sido estabelecida na edição do PISA 2003, quando a primeira escala de matemática do exame foi desenvolvida. No PISA 2012, a gama de dificuldade das questões é representada por seis níveis crescentes de proficiência em matemática. Definições de cada um desses níveis foram feitas pela organizadora da avaliação, com informações a respeito dos tipos de conhecimento e habilidades necessários para realizar com sucesso as questões dos testes e posterior enquadramento em um dos níveis de proficiência (OECD, 2013b).

As análises desses dados, embora possam dar contribuições importantes para a formulação de políticas públicas e práticas educacionais, têm limites que devem ser considerados. O PISA não verificou que parcela do aprendizado ocorreu no ensino médio em que os estudantes participantes do exame estão matriculados, portanto, não mensurou o progresso ou o “valor agregado” de desempenho associado a determinadas experiências escolares. A qualidade do professor e o seu impacto sobre o desempenho do estudante também não podem ser avaliados de acordo com as informações do exame.

Inferências causais são extremamente difíceis de serem feitas se baseadas em levantamentos observacionais e dados de avaliação do tipo coletado pelo exame internacional. Isso porque informações referentes a pelo menos alguns dos fatores importantes para induções dessa natureza, como desempenho discente prévio, não são coletadas pelos instrumentos utilizados. Neste trabalho, atenta-se naturalmente para os limites de dados observacionais transversais e apenas se fala em efeito “causal” com o fim de contrastar resultados advindos de técnicas estatísticas distintas.

## 4.2 MEDIDA DOS CONSTRUTOS E DEMAIS VARIÁVEIS

### 4.2.1 Competências socioemocionais

A Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico, que desenvolve o PISA, entende que o sucesso na escola e na vida também depende de compartilhar e estar comprometido com valores e crenças, respeitar e compreender outras pessoas, estar motivado para aprender e colaborar, e ser capaz de regular o próprio comportamento relativo à

aprendizagem (OECD, 2013c). Esses construtos, que alguns pesquisadores definem como resultados “atitudinais” ou “comportamentais”, podem ser percebidos como requisitos do aprendizado cognitivo e/ou como objetivos educacionais complementares (RYCHEN; SALGANIK, 2003).

Resultados educacionais não cognitivos, como atitudes, crenças, motivação, expectativas e comportamento relacionado à aprendizagem (como autorregulação, estratégias metacognitivas e dedicação de tempo), são abordados principalmente pelos questionários do PISA direcionados a estudantes e diretores de escolas. Por isso, as variáveis indicadoras de habilidades socioemocionais que constituíram o construto tal como adotado nos modelos estatísticos deste estudo referem-se a itens desses dois questionários.

O questionário aplicado aos estudantes compreendeu resultados não cognitivos gerais e específicos. Os primeiros sintetizaram o comprometimento do estudante com o aprendizado nas seguintes dimensões: comportamental, medido por evasão escolar; objetivo pessoal, medido pelas expectativas educacionais; motivacional, medido por indicadores de engajamento com o aprendizado; e afetivo, medido por indicadores de senso de pertencimento à escola. Os resultados não cognitivos específicos referiram-se a estratégias metacognitivas, crenças relativas ao aprendizado, autopercepções de eficácia e habilidade, e motivação.

O construto de competências socioemocionais foi composto de cinco indicadores constantes do questionário contextual dos estudantes: perseverança, abertura à resolução de problemas, atitude em relação à escola, noção de autoeficácia em matemática e ética de estudos na mesma disciplina. O construto foi estimado por meio de análise fatorial de componentes principais, mas consistiu em itens e variáveis distintos nos modelos de equações estruturais e nos esquemas de pareamento, embora todos relativos às mesmas competências socioemocionais.

A variável “Perseverança” é uma das facetas da consciência e refere-se à capacidade de autodisciplina, reflexão e deliberação em relação às tarefas escolares (SANTOS; PRIMI, 2014). Cinco itens medindo perseverança (*PERSEV*) foram incluídos no questionário do estudante, os quais tiveram cinco categorias de respostas: “tem tudo a ver comigo”, “tem muito a ver comigo”, “às vezes tem, às vezes não tem a ver comigo”, “tem um pouco a ver comigo”, “não tem nada a ver comigo”<sup>16</sup>.

As respostas dos estudantes foram utilizadas para a construção de um índice de perseverança, padronizado de modo a ter média igual a zero e desvio-padrão igual a um entre

<sup>16</sup> As categorias de respostas foram traduzidas para o português pelo autor com base em Santos e Primi (2014). No original em inglês, são elas: “very much like me”, “mostly like me”, “somewhat like me”, “not much like me”, “not at all like me”.

os países da OCDE. Entre esses países, 6% da variação do desempenho em matemática podem ser explicados por diferenças naquele índice. Na maioria dos países e economias, a associação entre as duas variáveis é relativamente forte: em 25 países e economias, uma diferença de uma unidade no índice de perseverança está associada com uma diferença no desempenho em matemática de pelo menos 20 pontos de escore (OECD, 2013b).

Tabela 1: Itens de perseverança (PERSEV)

Item	Quão bem cada uma das seguintes afirmações abaixo descreve você?
ST93Q01	a) Quando confrontado com um problema, eu desisto facilmente
ST93Q03	b) Eu postergo problemas difíceis
ST93Q04	c) Eu continuo interessado nas tarefas que eu começo
ST93Q06	d) Eu continuo trabalhando em tarefas até que tudo esteja perfeito
ST93Q07	e) Quando confrontado com um problema, eu faço mais do que se espera de mim

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

“Abertura à resolução de problemas” manifesta-se em atributos como curiosidade, baixa aversão ao risco e senso de autoeficácia. Escolheu-se essa variável também por constar na literatura como faceta da abertura à novas experiências, que é um dos grandes domínios dos “Big Five”. No questionário do estudante do PISA 2012, o construto define-se como disposição para envolver-se com problemas e estar aberto a novos desafios de modo a ser capaz de resolver situações e problemas complexos (OECD, 2013b).

Nos itens da tabela abaixo, os estudantes também podiam marcar uma dentre cinco categorias: “tem tudo a ver comigo”, “tem muito a ver comigo”, “às vezes tem, às vezes não tem a ver comigo”, “tem um pouco a ver comigo” ou “não tem nada a ver comigo”. Um índice de abertura à resolução de problemas também foi construído de modo a ser padronizado com média igual a zero e desvio-padrão igual a um entre os países da OCDE.

A variação de desempenho em matemática explicada pela abertura à resolução de problemas varia de 10% a 20%. Na maioria dos países a associação entre as duas variáveis é relativamente forte: em 44 países e economias, uma diferença de uma unidade no índice de resolução de problemas está associada a uma diferença no desempenho em matemática de pelo menos 20 pontos de escore – que pode chegar a pouco mais de 40 pontos em alguns países (OECD, 2013c).

Tabela 2: Itens de abertura à resolução de problemas (OPENPS)

Item	Quão bem cada uma das seguintes afirmações abaixo descreve você?
ST94Q05	a) Eu consigo lidar com muita informação
ST94Q06	b) Eu sou rápido em entender as coisas
ST94Q09	c) Eu busco explicações para as coisas
ST94Q10	d) Eu consigo ligar fatos facilmente
ST94Q14	e) Eu gosto de resolver problemas complexos

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

A escala do índice de ética de estudos de matemática também apareceu pela primeira vez na última edição do PISA. As quatro respostas aos cinco itens que o compuseram variavam de “concordo muito” a “discordo muito”. Um índice de ética de estudos de matemática (*MATWKETH*) foi construído de modo a ser padronizado com média igual a zero e desvio-padrão igual a um entre os países da OCDE.

Tabela 3: Itens de ética de estudos de matemática (MATWKETH)

Item	Quão bem cada uma das seguintes afirmações abaixo descreve você?
ST46Q01	a) Eu termino o meu trabalho de casa em tempo para a aula de matemática
ST46Q02	b) Eu estudo muito o meu trabalho de casa de matemática
ST46Q03	c) Eu estou preparado para as minhas provas de matemática
ST46Q04	d) Eu estudo muito para as provas orais de matemática
ST46Q05	e) Eu continuo estudando até entender todo o material de matemática
ST46Q06	f) Eu presto atenção na aula de matemática
ST46Q07	g) Eu escuto à aula de matemática
ST46Q08	h) Eu evito distrações quando eu estou estudando matemática
ST46Q09	i) Eu mantenho meu trabalho de matemática bem organizado

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

No PISA 2012, as atitudes em relação à escola foram cobertas por dois índices com escalas baseadas em oito itens do questionário do estudante: o índice de atitude em relação à escola referente às atividades de aprendizagem e o índice de atitude referente aos resultados do aprendizado. O segundo construto foi medido pelos quatro itens da tabela abaixo, com categorias de respostas que variavam de “concordo muito” a “discordo muito”. Ambos os índices foram construídos de modo a serem padronizados com média igual a zero e desvio-padrão igual a um entre os países da OCDE.

Tabela 4: Itens de atitude em relação à escola: Resultados do aprendizado (ATSCHL)

Item	Pensando no que você tem aprendido na escola: em que medida você concorda com as seguintes afirmações?
ST88Q01	a) Escola tem feito pouco para me preparar para a vida adulta quando eu deixá-la
ST88Q02	b) Escola tem sido uma perda de tempo
ST88Q03	c) Escola tem me ajudado a ter confiança para tomar decisões
ST88Q04	e) Escola tem me ensinado coisas que podem ser úteis em um emprego

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

Matemática sendo o principal domínio da edição de 2012 da avaliação, atitudes em relação à disciplina receberam atenção considerável no questionário do estudante. No total, quatro índices foram construídos usando-se 67 itens. O índice de autoeficácia em matemática (*MATHEFF*) foi um dos que foram utilizados em 2003 e que permitem análises de tendência longitudinais. Os oito itens da tabela abaixo mediram autoeficácia em matemática. As categorias de respostas foram “muito confiante”, “confiante”, “pouco confiante”, “não confiante”<sup>17</sup>. Para esse índice, a dificuldade dos itens variou de alguns comparativamente mais fáceis, “resolver uma equação do tipo  $3x + 5 = 7$ ”, a outros mais difíceis, como “calcular o taxa de consumo de gasolina de um carro.

Tabela 5: Itens de autoeficácia em matemática (MATHEFF)

Item	Quão confiante você se sente em ter que fazer as seguintes tarefas de matemática?
ST37Q01	a) Usar um <quadro de horários do trem> para calcular quanto tempo ele levaria de um lugar a outro
ST37Q02	b) Calcular quão mais barata uma TV ficaria depois de um desconto de 30%
ST37Q03	c) Calcular quantos metros quadrados de azulejo você precisa para cobrir um piso
ST37Q04	d) Entender gráficos apresentados em jornais
ST37Q05	e) Resolver uma equação do tipo $3x+5=7$
ST37Q06	f) Encontrar a distância verdadeira entre dois pontos em um mapa em uma escala de 1:10000
ST37Q07	g) Resolver uma equação do tipo $2(x + 3) = (x + 3)(x - 3)$
ST37Q08	h) Calcular o taxa de consumo de gasolina de um carro

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

#### 4.2.2 Ambiente familiar

O ambiente da família do estudante é descrito por cinco variáveis exógenas no modelo de equações estruturais e que foram utilizadas nos esquemas de pareamento deste estudo. O índice de *status* econômico, social e cultural da família (*ESCS*) foi mensurado no questionário

<sup>17</sup> As categorias de respostas foram traduzidas para o português pelo autor. No original em inglês, são elas: “very confident”, “confident”, “not very confident”, “not at all confident”.

do estudante do PISA 2012 pela combinação de três outros índices: o índice de posses domésticas (*HOMEPoS*) – que foi constituído por todos os itens das escalas do índice de posses de riqueza domésticas (*WEALTH*), do índice de posses culturais (*CULTPOS*) e do índice de recursos educacionais (*HEDRES*), assim como do número de livros em casa (ST28Q01) recodificado em variáveis categóricas de quatro níveis (menos que ou igual a 25 livros, 26-100 livros, 101-500 livros, mais que 500 livros); o índice da ocupação mais elevada dos pais (*HISEI*); e a maior educação dos pais expressa em anos de escolaridade (*PARED*).

Os escores de *status* econômico, social e cultural foram obtidos como escores de componente para o primeiro componente principal, com zero sendo o escore de um estudante médio da OCDE e um sendo o desvio-padrão dentre países da OCDE igualmente ponderados. Todos os índices que compuseram esse *status* têm como referência estudantes de países e economias membros da OCDE.

Outras três variáveis “dummy” acrescentadas nos modelos referiram-se ao ambiente familiar do aluno: “a mãe mora no domicílio do estudante” (com valor um, em caso positivo), “pais acreditam que estudar matemática é importante”, e “pais acreditam que matemática é importante para a carreira”. As duas últimas variáveis compunham uma das escalas introduzidas no questionário do estudante do PISA 2012, formada por seis itens mensurando normas subjetivas em matemática (*SUBNORM*). As categorias de respostas originais, que variavam de “concordo muito”, “concordo”, “discordo” a “discordo muito”, foram recodificadas para serem binárias (com valor um, em caso positivo)<sup>18</sup>.

#### 4.2.3 Características individuais

As variáveis “dummy” gênero (com feminino como referência) e frequência à educação infantil (com valor um, em caso positivo), que é indicadora de trajetória educacional, foram escolhidas para representar os atributos individuais dos estudantes. Importante notar que a variável raça/etnia/cor de pele não consta do questionário do PISA 2012.

#### 4.2.4 Características da escola

O questionário da escola do PISA 2012 conteve três baterias de itens sobre clima

<sup>18</sup> As duas variáveis relativas a normas subjetivas em matemática foram selecionadas para compor os modelos em função do fato de o questionário dos pais do PISA 2012 não ter sido aplicado no Brasil. Entendem-se como variáveis “proxy” dos índices de atitudes dos pais em relação à matemática e de envolvimento dos pais na escola dos filhos.



escolar. A primeira bateria, com 19 itens, mensurou a percepção dos diretores de escola a respeito de fenômenos que potencialmente impediam a instrução nas escolas. As quatro categorias de respostas foram “de forma alguma”, “muito pouco”, “em alguma medida” e “muito”<sup>19</sup>. Essa bateria de itens contribuiu para dois índices elaborados pela primeira vez em um ciclo do PISA: o índice de fatores relacionados ao estudante que afetam o clima escolar (*STUDCLIM*) e o índice de fatores relacionados ao professor que afetam o clima escolar (*TEACCLIM*).

Tabela 6: Itens de aspectos do clima escolar relacionados ao estudante (*STUDCLIM*)

Item	Na sua escola, em que medida o aprendizado dos estudantes é impedido pelos fenômenos seguintes?
SC22Q01	a) Evasão escolar
SC22Q02	b) Estudantes faltam às aulas
SC22Q03	c) Estudantes chegam atrasado na escola
SC22Q04	d) Estudantes não frequentam eventos escolares obrigatórios (e.g. dia de esportes) ou excursões
SC22Q05	e) Estudantes faltam com o respeito aos professores
SC22Q06	f) Interrupção das aulas pelos estudantes
SC22Q07	g) Uso de álcool ou drogas ilegais pelos estudantes
SC22Q08	h) Estudantes intimidam ou praticam <i>bullying</i> com outros estudantes

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

Tabela 7: Itens de fatores relacionados ao professor afetando o clima escolar (*TEACCLIM*)

Item	Na sua escola, em que medida o aprendizado dos estudantes é impedido pelos fenômenos seguintes?
SC22Q09	i) Estudantes não se sentem encorajados para atingirem todo o seu potencial
SC22Q10	j) Relações estudantes-professores pobres
SC22Q11	k) Professores têm que ensinar estudantes com níveis de habilidade heterogêneos em uma mesma turma
SC22Q12	l) Professores têm que ensinar estudantes com origens étnicas distintas (i.e. linguagem, cultura) em uma mesma turma
SC22Q13	m) Baixas expectativas dos professores em relação aos estudantes
SC22Q14	n) Professores não atendem às necessidades individuais dos estudantes
SC22Q15	o) Absenteísmo dos professores
SC22Q16	p) A equipe resiste a mudanças
SC22Q17	q) Professores são muito rígidos com os estudantes
SC22Q18	r) Professores chegam atrasados para as aulas
SC22Q19	s) Professores não são bem preparados para as aulas

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

<sup>19</sup> As categorias de respostas foram traduzidas para o português pelo autor. No original em inglês, são elas: “not at all”, “very little”, “to some extent”, “a lot”.

As outras duas baterias de itens mediram a concordância de diretores de escola em relação a afirmações referentes à motivação do professor (*TCMORALE*) e ao foco dos professores em relação aos estudantes (*TCFOCST*). As quatro categorias de respostas variaram de “concordo muito”, “concordo”, “discordo” a “discordo muito”<sup>20</sup>. Essas duas baterias constituíram dois índices para cada variável. Os dois índices relativos a fatores que afetavam o clima escolar e o índice referente à motivação do professor foram selecionados para constituir o construto das características da escola utilizado nos modelos estatísticos deste trabalho.

Tabela 8: Itens de motivação do professor (*TCMORALE*)

Item	Pense nos professores da sua escola. Quanto você concorda com as afirmações seguintes?
SC26Q01	a) A motivação dos professores nessa escola é elevada
SC26Q02	b) Os professores trabalham com entusiasmo
SC26Q03	c) Os professores se orgulham dessa escola
SC26Q04	d) Os professores valorizam a realização acadêmica

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

O índice de qualidade dos recursos educacionais da escola (*SCMATEDU*) foi o único dos três índices que mediram os recursos escolares escolhido para compor aquele construto. Esse índice foi computado com base em seis itens mensurando a percepção dos diretores de escola a respeito de fatores que potencialmente impediam a instrução na escola. Itens similares foram usados no PISA 2000 e 2003, mas o formato da questão e a formulação dos itens foram modificados desde o PISA 2006.

<sup>20</sup> As categorias de respostas foram traduzidas para o português pelo autor. No original em inglês, são elas: “strongly agree”, “agree”, “disagree”, “strongly disagree”.

Tabela 9: Itens de qualidade dos recursos educacionais (SCMATEDU)

Item	A capacidade da sua escola para prover instrução é impedida por algum dos seguintes problemas?
SC14Q05	a) Escassez ou inadequação do equipamento do laboratório de ciências
SC14Q06	b) Escassez ou inadequação dos materiais de instrução (e.g. livros didáticos)
SC14Q07	c) Escassez ou inadequação dos computadores para instrução
SC14Q08	d) Falta ou inadequação da conectividade da internet
SC14Q09	e) Escassez ou inadequação dos programas de computador para instrução
SC14Q10	f) Escassez ou inadequação dos materiais da biblioteca

Fonte: OECD, 2014b. Tradução do autor.

Três variáveis adicionais construídas pelo autor formaram o construto das características escolares: o *status* econômico, social e cultural médio da escola, as competências socioemocionais médias da escola e variável interativa entre o construto da escola e a dependência administrativa da escola (variável “dummy”, com valor um em caso de a escola ser pública).

#### 4.2.5 Desempenho em matemática

O desempenho em matemática foi medido pela variável “proxy” da primeira escala de valores plausíveis (em inglês, “plausible values”). O PISA fornece pontuações múltiplas (cinco diferentes “valores plausíveis” para matemática e leitura) e pesos para cada estudante, de tal modo que uma pontuação representativa para cada país pode ser calculada. Os valores plausíveis (que são um conceito estatístico (STOET; GEARY, 2013; WU, 2004) refletem o fato de que o programa de avaliação faz uso da teoria da resposta ao item para estimar o desempenho do aluno. O uso desses valores recorda que estudantes diferentes realizam testes igualmente distintos em razão do desenho rotacional dos testes subjacentes às avaliações do PISA<sup>21</sup>.

### 4.3 MODELOS ESTATÍSTICOS DE ANÁLISE

<sup>21</sup> O autor reconhece os limites e inconvenientes em trabalhar-se com valores plausíveis no lugar das pontuações nos testes. Os dois, de fato, não devem ser confundidos. Valores plausíveis são números aleatórios extraídos de distribuições de pontuações que poderiam ser razoavelmente atribuídos a cada indivíduo – isto é, a distribuição posterior marginal. Desse modo, contêm componentes da variância do erro aleatórios e não operam tão bem quanto as pontuações para os indivíduos. Análises com valores plausíveis devem ser realizadas cinco vezes, cada uma com um valor da variável relevante (OECD, 2014b). Não se trabalhou com as pontuações dos testes neste trabalho porque não se encontraram instruções efetivas ou códigos para as transformações necessárias nos “softwares” que o autor utilizou.

#### 4.3.1 Modelo de equações estruturais

A modelagem estatística com equações estruturais é uma abordagem de análise de dados multivariados utilizada para estudar relações complexas entre variáveis. As questões de pesquisa que podem ser respondidas por meio dela traduzem tipicamente duas perguntas: (1) como múltiplas variáveis interagem umas com as outras?, e (2) quais dos vários modelos hipotéticos mais bem se ajustam aos dados? (XU; VILLAFANE; LEWIS, 2013). A técnica tem sido amplamente aplicada em disciplinas como economia (GOERZEN; BEAMISH, 2005; KAYNAK, 2003), psicologia (WEI; HEPPNER; MALLINCKRODT, 2003) e ciência da educação – nessa, especialmente com o fim de investigar o processo de aprendizagem e melhorar o ensino (CAKICI; ARICAK; ILGAZ, 2011; HEMMINGS; GROOTENBOER; KAY, 2011).

A avaliação de estudos nas áreas de educação que aplicam modelos de equações estruturais devem seguir certas diretrizes, como aquelas recomendadas por Schreiber *et al.* (2006) e Schreiber (2008). Os problemas de pesquisa devem autorizar o uso da técnica de análise, e discussões referentes ao tamanho da amostra, a dados faltantes, índices de ajuste, estimativas dos parâmetros, tamanhos dos efeitos, variância explicada e ao uso de modelos “acoplados” a outros (“nested models”) são fundamentais aos estudos que utilizem equações estruturais (KLINE, 2010).

O modelo deste estudo foi executado usando-se o “sembuilder” do Stata 12. Ele foi composto por dois construtos latentes e 19 variáveis manifestas. As variáveis manifestas relativas às características individuais dos alunos e ao ambiente familiar e suporte parental à educação foram exclusivamente exógenas; os construtos das características da escola e das competências socioemocionais foram variáveis mediadoras endógenas; e o desempenho em matemática foi a variável de resultado endógeno. Adotaram-se modelos de mensuração reflexivos daqueles dois construtos, i.e., o fluxo causal vai desde a variável latente até os indicadores.

#### 4.3.2 Pareamento com escores de propensão

A técnica de pareamento tem sido defendida como solução não paramétrica para problemas de vieses que ocorrem tipicamente em estudos observacionais (ROSENBAUM; RUBIN, 1983). O método tenta mimetizar um experimento compondo um grupo de controle de todos os indivíduos não tratados, de modo que seja o mais semelhante possível ao grupo de

tratamento nos termos das características observadas (ARCENEUX; GERBER; GREEN, 2004).

O processo de pareamento pressupõe que todas as diferenças entre dois indivíduos quaisquer relevantes para os resultados de interesse são capturadas por aqueles atributos (BLUNDELL; DEARDEN; SIANESI, 2001). Espera-se, de acordo com esse pressuposto, que depois de parearem-se os grupos de indivíduos de acordo com as covariáveis, quaisquer diferenças entre eles possam ser atribuídas ao efeito do tratamento sob estudo. Essa possibilidade, que motivou a decisão de complementar com esquemas de pareamento as descobertas feitas com o modelo de equações estruturais, permite encontrar o suposto efeito isolado das habilidades socioemocionais sobre o desempenho em matemática.

O pareamento tem fragilidades notáveis na medida em que deixa aberta a possibilidade de diferenças não observadas entre os grupos sob comparação. Estudos que avaliaram o desempenho dos estimadores de pareamento utilizando parâmetros experimentais revelaram resultados heterogêneos (HECKMAN; ICHIMURA; TODD, 1998; HECKMAN *et al.*, 1998; SMITH; TODD, 2005). A aplicação de métodos de pareamento tem, contudo, crescido particularmente nos campos da economia do trabalho e da ciência política (ARCENEUX; GERBER; GREEN, 2004).

Técnicas dessa natureza tornaram-se populares como um complemento à regressão em pesquisas de econometria aplicada porque possuem duas vantagens na estimação de efeitos de tratamento (BRAND; HALABY, 2006). Em primeiro lugar, diferentemente do ajuste de regressão, os estimadores de pareamento não se baseiam no modelo utilizado e, por isso, não dependem de pressupostos relativos à forma funcional. Embora o pareamento presuma seleção nas variáveis observáveis (questão central do método [BLUNDEL; DEARDEN; SIANESI, 2001]), não supõe seleção linear como faz o ajuste de covariável por meio de regressão. Em segundo lugar, o método assegura que comparações entre unidades de tratamento e controle ocorram para valores de covariáveis condicionais que representam áreas de “suporte comum”, ignoradas pelas estimativas de regressão linear.

A comparação de grupos semelhantes de indivíduos do grupo de tratamento e do de controle é feita com o recurso a escores de equilíbrio (ROSENBAUM; RUBIN, 1983). Os proponentes do pareamento salientaram que o melhor cenário para tanto ocorre quando se podem parar indivíduos com exatamente o mesmo conjunto de características nas covariáveis nos grupos de tratamento e controle. Isso é possível nos casos de grandes bases de dados de tamanho suficiente, como é o caso da utilizada neste trabalho.

Além disso, atenta-se para as duas condições que, segundo Heckman *et al.* (1998),

permitem o desempenho ótimo do pareamento: os grupos de tratamento e de controle originam-se de fontes idênticas de dados e estes dados contêm um extenso conjunto de variáveis que afetam tanto a participação no grupo de tratamento quanto os resultados de interesse.

Neste trabalho, executou-se pareamento com escores de propensão em análises de três passos<sup>22</sup> constituídas de quatro algoritmos de “matching” (i.e., pareamento pelo vizinho mais próximo, com a métrica de Mahalanobis, pareamento por pares e pareamento ótimo) e da aplicação de duas técnicas de análise pós-estimação (teste de “Hodges-Lehmann aligned rank”, depois do pareamento completo, e regressão sobre diferenças de escores, depois do pareamento por pares). O desenho com o uso de múltiplos esquemas de pareamento foi motivado pela necessidade de comparar os resultados produzidos pelos métodos distintos e testar a sensibilidade desses achados aos pressupostos de cada um.

O tratamento, isto é, a posse de habilidades socioemocionais (“dummy” com valor um, em caso positivo), foi definido a partir de cinco indicadores constantes dos índices que compuseram o construto das competências socioemocionais no modelo de equações estruturais. Mais abaixo, descrevem-se os cinco indicadores e as variáveis em função das quais se fizeram os pareamentos. Os programas Stata 12 e R 3.1.2 foram utilizados para a realização dos pareamentos e das análises posteriores.

---

<sup>22</sup> Modelos de escores de propensão podem ser examinados em processos analíticos de dois ou três passos. O último compreende as etapas seguintes: (1) Buscam-se as melhores variáveis condicionantes, ou covariáveis, que se especula estarem causando desequilíbrio entre os grupos de tratamento e controle; (2) Depois de obter os escores de balanceamento (i.e. as propensões), o pesquisador utiliza os escores para parear participantes do tratamento com os participantes do controle. Em princípio, o processo corrige vieses de seleção e violações de pressupostos estatísticos implicados em modelos multivariados; (3) Fazem-se análises posteriores ao “matching”, como normalmente se faz com amostras criadas por meio de experimentos aleatórios (GUO; FRASER, 2009).

## 5 RESULTADOS

### 5.1 MODELOS DE EQUAÇÕES ESTRUTURAIS

A seção começa com as etapas preliminares da análise com modelos de equações estruturais: as análises fatoriais, as análises fatoriais confirmatórias e a especificação progressiva das partes de mensuração e da estrutura do modelo final. As análises fatoriais indicarão a consistência dos dois construtos do modelo (o da escola e o das competências socioemocionais), enquanto se testam algumas das propriedades dele (equivalência da forma estrutural, cargas dos indicadores, variâncias dos erros de mensuração e médias dos construtos).

O método de estimação de máxima verossimilhança foi aplicado em todos os modelos testados e no modelo final. Ele pressupõe normalidade conjunta das variáveis do modelo e costuma ser bastante robusto mesmo em casos pontuais de violação desse pressuposto (ACOCK, 2013)<sup>23</sup>.

O construto que expressa as habilidades socioemocionais conteve cinco indicadores reflexivos<sup>24</sup>: índice de abertura à resolução de problemas (abertura), índice de perseverança (persev), índice de senso de autoeficácia em matemática (eficacia), índice de ética de estudos de matemática (etica) e índice de atitude em relação à escola (a respeito dos resultados da aprendizagem [atitude])<sup>25</sup>. A matriz de correlação entre esses indicadores pode ser vista na FIG. 4 e a distribuição deles, na FIG. 5).

---

<sup>23</sup> No Stata 12, programa utilizado na construção do modelo de equações estruturais, modelos lineares com variáveis dependentes de natureza contínua são ajustados por meio do comando “sem”, que fornece, também, recursos como erros-padrão ajustados para as estratégias de amostragem e ponderação da base de dados, testes de diferenças entre grupos e estatísticas de ajuste ou índices de modificação.

<sup>24</sup> A maioria das aplicações de SEM envolvem o que se costuma chamar de indicadores reflexivos, quando a variável latente causa a resposta na variável observada. Esse modo de mensuração da variável latente é conhecido como modelo de mensuração reflexivo. No caso do construto discutido, a posse de competências socioemocionais por parte do estudante determina como ele responde aos itens sobre essas competências (ACOCK, 2013, p. 141).

<sup>25</sup> Os nomes dos índices mencionados foram traduzidos para o português pelo autor. No original em inglês, os nomes das variáveis como constam da base de dados são, respectivamente: *OPENPS*, *PERSEV*, *MATHEFF*, *MATWKETH*, *ATSCHL*. Os cinco índices foram comentados anteriormente.

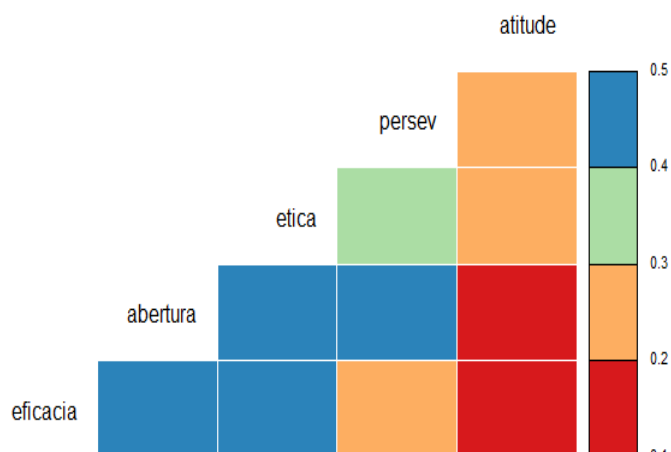


Figura 4: Correlação entre os indicadores de competências socioemocionais  
Elaboração do autor.

A análise de componentes principais do construto indicou a unidimensionalidade dos indicadores (eigenvalor de 2,32) e a sua consistência (alfa de Cronbach de 0,70). Todas as cargas são substanciais e variam de 0,46 a 0,76 (variação satisfatória ante a convenção de cargas fatoriais iguais ou superiores a 0,40). O fato de a maioria das cargas ter valores semelhantes (entre 0,68 e 0,76) indica bom balanceamento do fator.

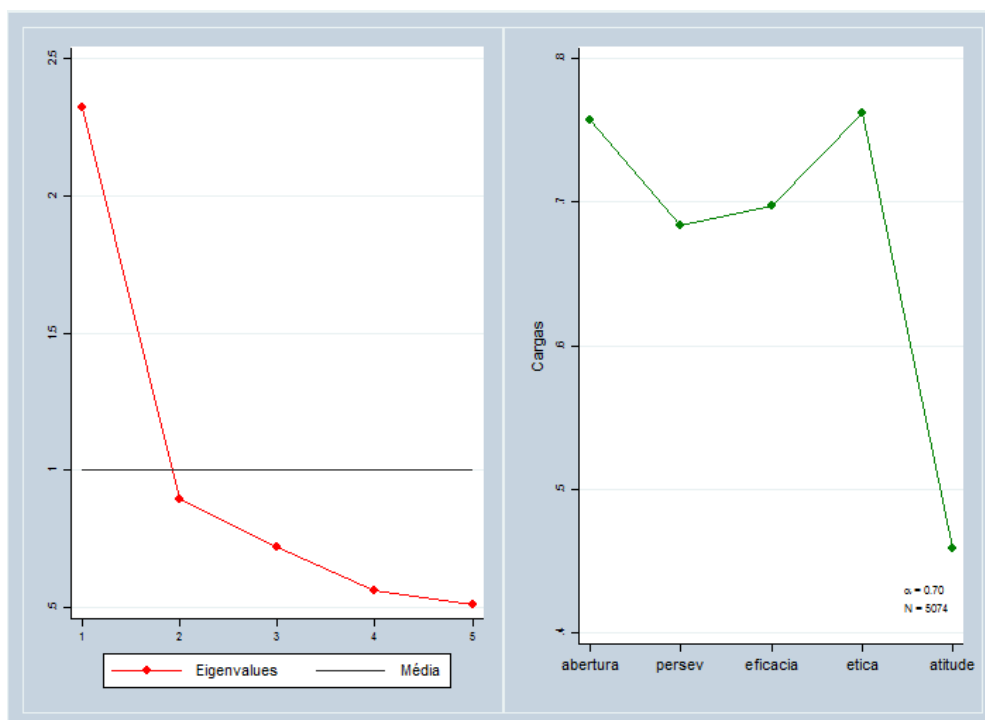


Figura 5: “Eigenvalues” e cargas do fator de competências socioemocionais  
Elaboração do autor.



A análise fatorial confirmatória (FIG. 6) indicou bom ajuste do modelo de mensuração do construto das habilidades socioemocionais ( $\chi^2(2) = 0,380$  e  $p < 0,827$ )<sup>26</sup>. As demais medidas de ajuste são igualmente satisfatórias (RMSEA<sup>27</sup> = 0,000, CFI<sup>28</sup> = 1,000, SRMR<sup>29</sup> = 0,001,  $\rho^{30} = 0,76$ )<sup>31</sup>. Efetuaram-se em seguida as comparações entre os parâmetros do modelo de mensuração por grupos de estudantes de sexo feminino e masculino e por grupos de estudantes de escolas públicas e privadas. Os resultados indicaram que o modelo tem a mesma forma para os estudantes dos quatro grupos, embora com cargas e variâncias dos indicadores distintas<sup>32</sup>. Decidiu-se incluir a variável de sexo dos estudantes como variável exógena no modelo completo, a fim de facilitar a interpretação dos resultados sem perda substancial de informação.

<sup>26</sup> O qui-quadrado em modelos de equações estruturais compara o modelo estimado com um modelo saturado com nenhum grau de liberdade (ACOCK, 2013). O modelo tenta reproduzir a matriz de covariância dos itens que compõem a variável latente. Quando o qui-quadrado de um modelo é significativo, ele indica falha na reprodução dos elementos constantes da matriz de covariância utilizada.

<sup>27</sup> A raiz quadrada média do erro de aproximação (RMSEA) varia entre 0 e 1 e considera quanto de erro existe para cada grau de liberdade. Ela pune o modelo por complexidade desnecessária adicionada a ele. Recomenda-se que o RMSEA seja de 0,05 para um bom ajuste e menos de 0,08 para um ajuste razoável (ACOCK, 2013).

<sup>28</sup> O índice de ajuste comparativo (CFI) considera o ajuste de um modelo aos dados e o compara ao ajuste de outro modelo aos mesmos dados (IACOBUCCI, 2010). Ele compreende a qualidade relativa do ajuste de um modelo hipotético em relação a um modelo mais simples (em particular, aquele em que nenhum caminho (“path”) é estimado. CFI varia de 0 a 1. É desejável que seja próximo ou superior a 0,95.

<sup>29</sup> A raiz quadrada média padronizada dos resíduos (SRMR) representa a raiz quadrada das diferenças entre os dados observados e os valores preditos pelo modelo. É, assim, um índice de má qualidade de ajuste do modelo (IACOBUCCI, 2010). Varia de 0 a 1 e equivale a zero quando as predições do modelo coincidem perfeitamente com os dados. Espera-se que assumam valor próximo ou abaixo de 0,09.

<sup>30</sup> A confiabilidade da escala estimada ( $\rho$ ) refere-se à proporção da variação total na escala formada pelas variáveis indicadoras que é atribuída à pontuação verdadeira (*true score*). A medida considera a centralidade relativa e o erro de cada indicador. Ela varia de 0 a 1 e assume valores mais elevados quanto mais confiável é a estimativa da escala construída (ACOCK, 2013). Convenciona-se que um valor próximo ou superior a 0,80 indique elevada confiabilidade.

<sup>31</sup> As correlações entre os termos dos erros das variáveis observadas foram definidas de acordo com o índice de modificação sugerido pelos testes estatísticos -- isto é, quanto o qui-quadrado do modelo de equações estruturais seria reduzido com a estimação de um parâmetro adicional -- e, naturalmente, conforme a existência de justificativa teórica para as correlações. Buscou-se contudo manter o modelo parsimonioso e os diagramas de caminhos correspondentes inteligíveis para o leitor. O mesmo procedimento foi seguido no modelo de mensuração do construto das características da escola e no modelo completo.

<sup>32</sup> As comparações entre os grupos indicaram que o significado das competências socioemocionais para cada indicador difere significativamente para estudantes de escolas públicas e privadas e para estudantes dos dois sexos. Eficácia e perseverança mostraram-se especialmente problemáticos nos dois casos.

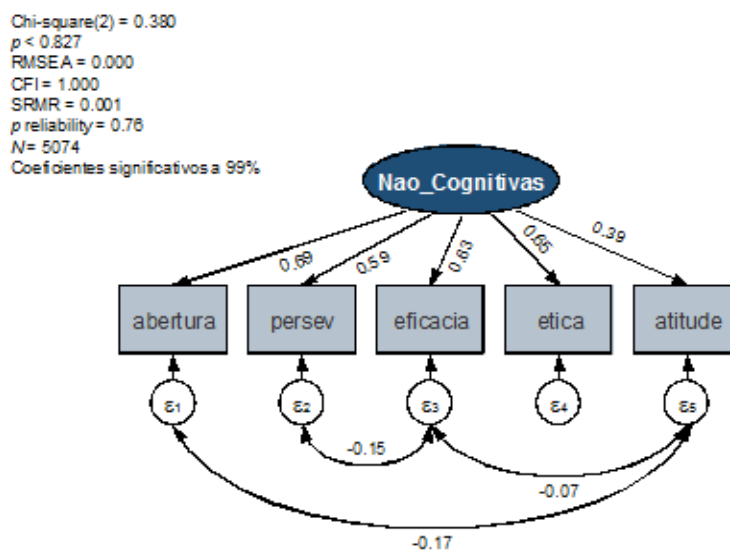


Figura 6: Modelo de mensuração do construto de competências socioemocionais  
 Elaboração do autor.

As sete variáveis indicadoras do construto das características da escola frequentada pelo estudante foram: o *status* econômico, social e cultural médio da escola (*ses\_medio*), os atributos socioemocionais médios da escola (*ncog\_medio*), o índice de motivação dos professores (*moral\_prof*), o índice de fatores relacionados aos professores que afetam o clima escolar (*clima\_prof*), o índice de fatores relacionados aos estudantes que afetam o clima escolar (*clima\_est*), o índice de qualidade dos recursos educacionais da escola (*recursos*) e a variável interativa do construto com a dependência administrativa da escola (*publica*).<sup>33</sup> A matriz de correlação entre esses indicadores pode ser vista na FIG. 9.

<sup>33</sup> Os nomes dos índices mencionados foram traduzidos para o português pelo autor. No original em inglês, os nomes das variáveis como constam da base de dados são, respectivamente: *TCMORALE*, *TEACCLIM*, *STUDCLIM* e *SCMATEDU*. Os quatro índices foram comentados anteriormente.

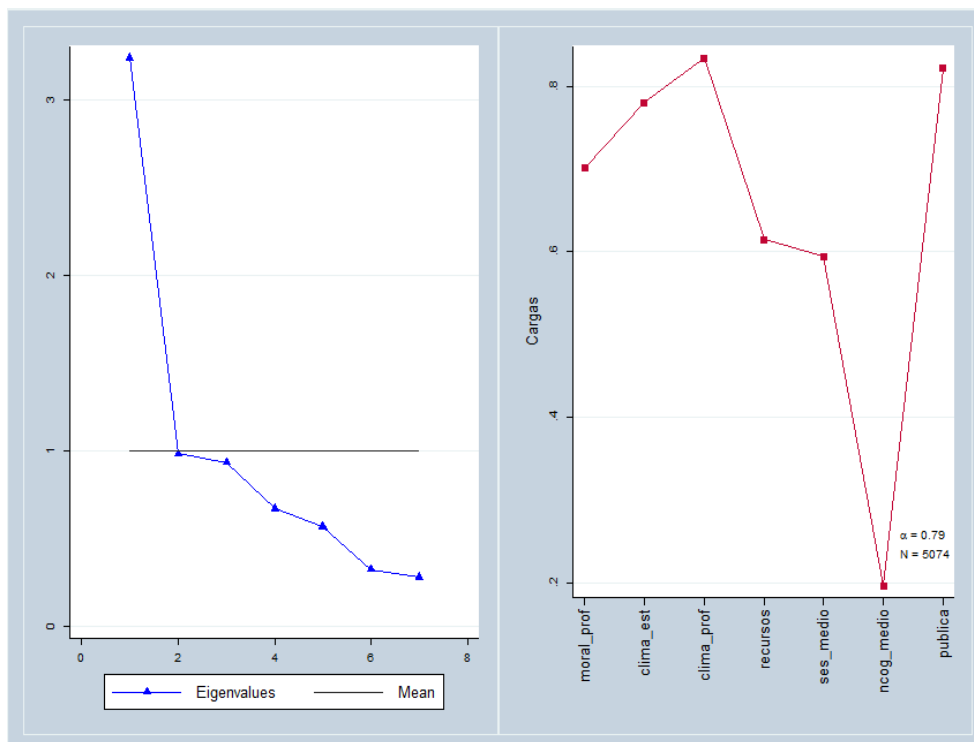


Figura 7: “Eigenvalues” e cargas do fator de escola  
Elaboração do autor.

A análise de componentes principais desse construto também indicou a unidimensionalidade dos indicadores (eigenvalor de 3,24) e a consistência dele (alfa de Cronbach de 0,79). A maioria das cargas é substancial e todas variam entre 0,20 e 0,83 (FIG. 7). Decidiu-se manter a variável das habilidades socioemocionais médias da escola (ncog\_medio), em função de mensurar atributos relevantes do ambiente de aprendizagem do aluno. A análise fatorial confirmatória do construto revelou bom ajuste do modelo de mensuração ( $\chi^2(6) = 8,233$  e  $p < 0,222$ ). As demais medidas de ajuste são igualmente satisfatórias (RMSEA = 0,009, CFI = 1,000, SRMR = 0,004,  $p = 0,84$ ; FIG. 8).

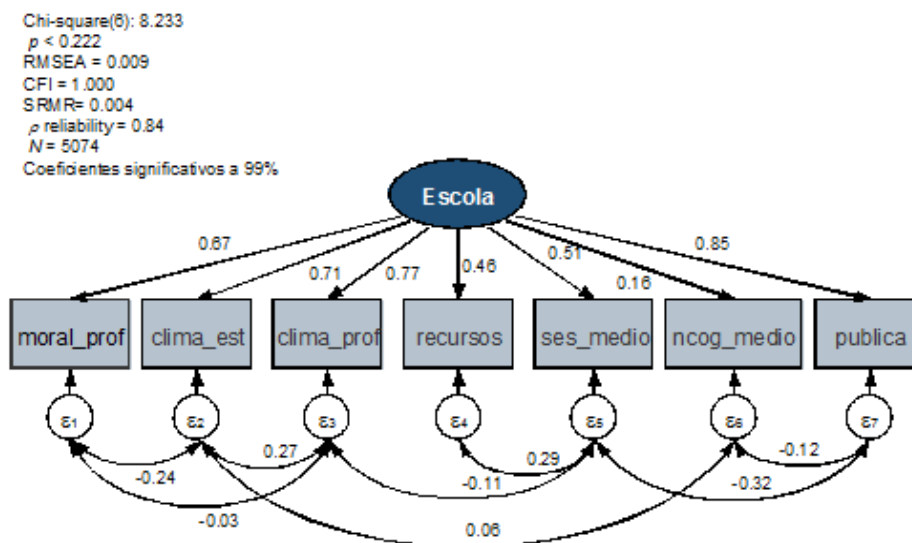


Figura 8: Modelo de mensuração do construto de escola  
 Elaboração do autor.

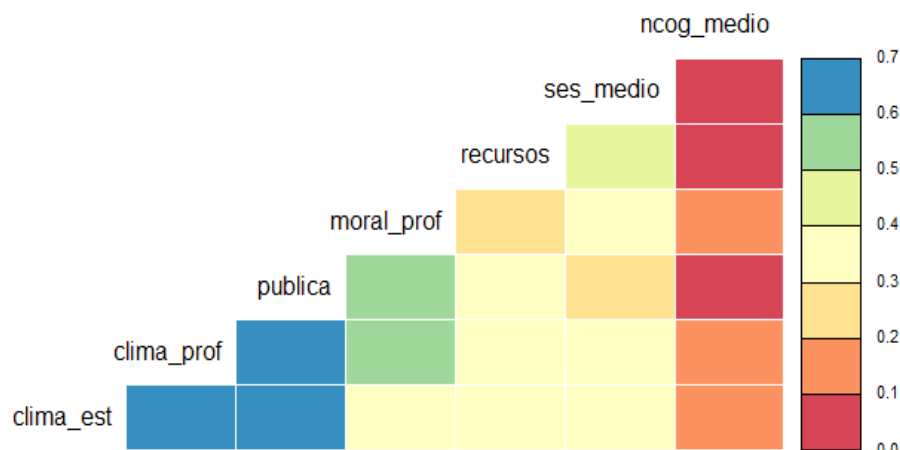


Figura 9: Correlação entre os indicadores das características da escola  
 Elaboração do autor.

O modelo de equações estruturais completo tem múltiplas causas e múltiplos indicadores (a distribuição e as médias das variáveis indicadoras observadas do modelo podem ser vistas nas FIG. 10 e 11). O modelo compreende variáveis mediadoras endógenas (e.g. o construto das competências socioemocionais [Nao\_cognitivas]), que são intervenientes entre as variáveis relativas a características individuais e ao ambiente da família do estudante e a variável de resultado endógeno (i.e. o desempenho em matemática [matematica]).

Tabela 10: Comparação de modelos intermediários e completo

Composição do modelo (variáveis explicativa)	Chi-quadrado(df)	RMSEA	CFI	R <sup>2</sup> de matematica	R <sup>2</sup> total
Características individuais (sem competências socioemocionais)	df = 0, 0.00, ns	0.00	1.00	0.04	0.04
Ambiente familiar e variáveis individuais (sem competências socioemocionais)	df = 0, 0.00, ns	0.00	1.00	0.21	0.21
Ambiente familiar, indivíduo e escola	df = 51, 900.87, <i>p</i> = 0.00	0.06	0.95	0.24	0.48
Ambiente familiar, escola e indivíduo (com competências socioemocionais)	df = 102, 492.04, <i>p</i> = 0.00	0.03	0.98	0.36	0.52

Elaboração do autor. “ns”: não significante.

Antes da especificação desse modelo completo, verificaram-se modelos intermediários mais simples, em que constavam apenas algumas das variáveis explicativas do desempenho em matemática e algumas das associações que se testaram com os atributos socioemocionais. A tabela acima reúne os principais resultados desses modelos. Os dois primeiros modelos – em inglês, “just-identified” – apresentam zero grau de liberdade, de modo que não se tem testes de significância para eles.

Nos demais, percebe-se a melhora expressiva nas estatísticas de ajuste do modelo completo e o aumento na porção da variância do desempenho em matemática que o modelo explica. Testa-se, assim, a primeira hipótese do estudo: a de que um modelo de equações estruturais em que constem as competências socioemocionais no grupo das variáveis referentes a características dos estudantes explica maior parte do desempenho deles em matemática do que um modelo que não considere esses atributos.

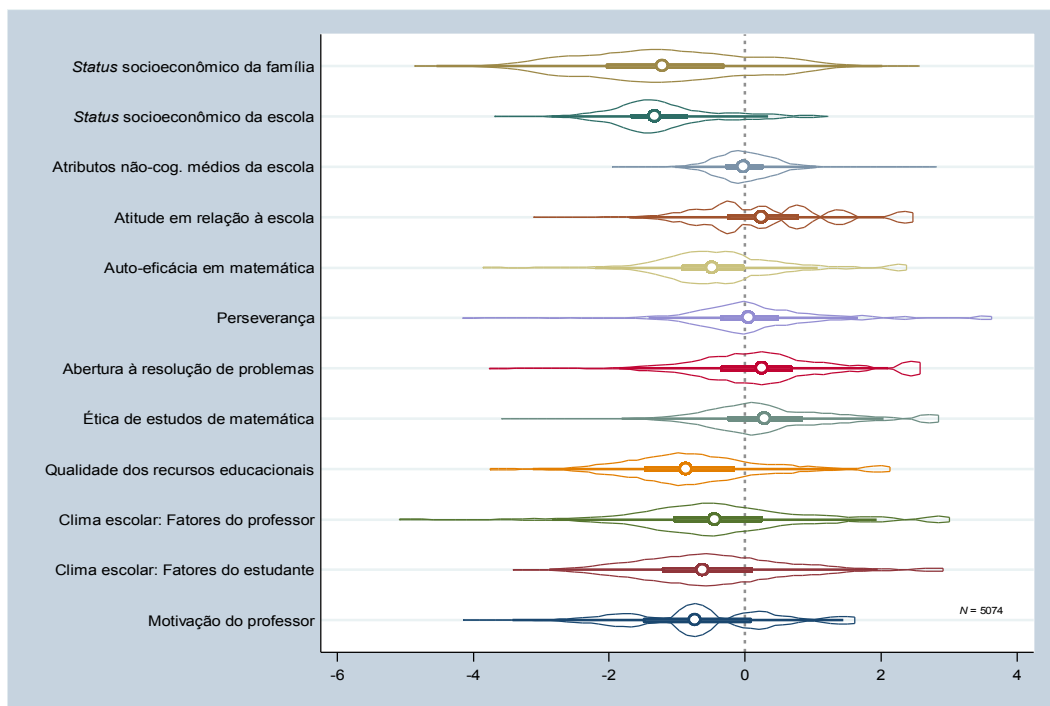


Figura 10: Distribuição das variáveis observadas contínuas do modelo  
Elaboração do autor.

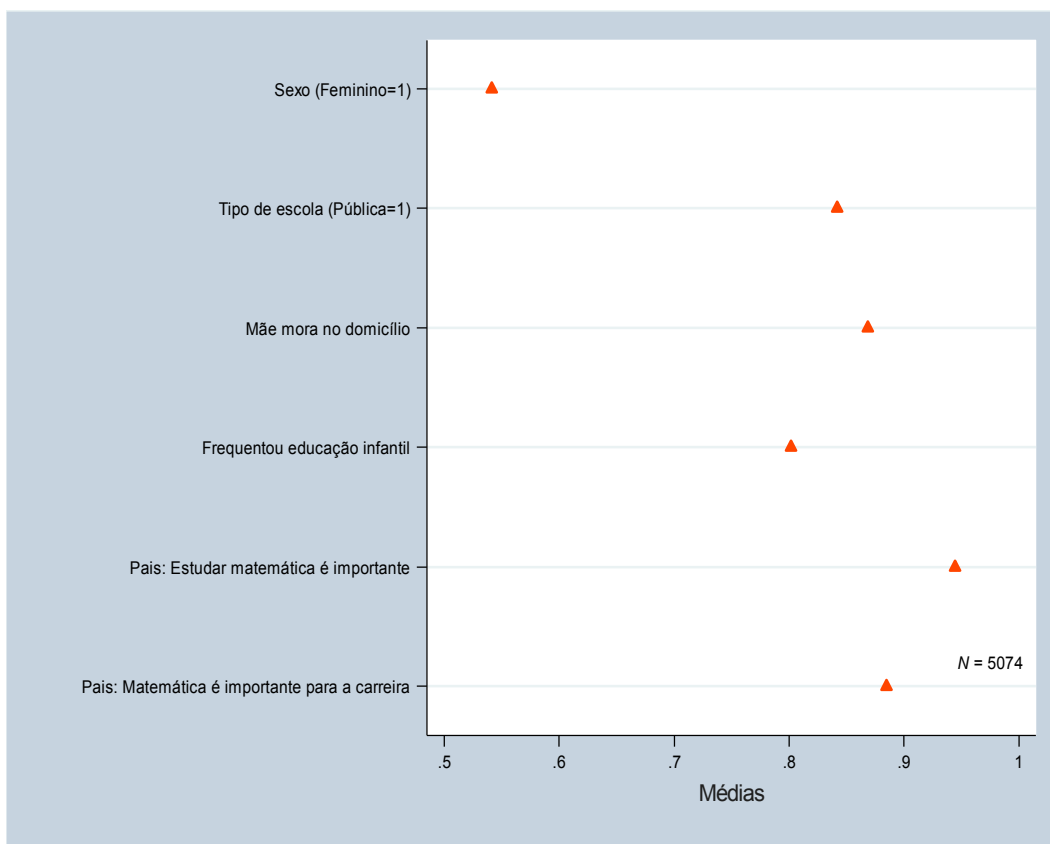


Figura 11: Médias das variáveis binárias observadas do modelo  
Elaboração do autor.

O modelo completo mostrou-se satisfatoriamente ajustado aos dados ( $\chi^2(102) =$

492,09,  $p < 0,000$ , RMSEA = 0,03, CFI = 0,98, SRMR = 0,02), embora não seja perfeito, isto é, falhe na reprodução dos elementos constantes da matriz de covariância (ver nota 21). A posse de competências socioemocionais mostrou-se significativamente associada ao desempenho em matemática no teste do PISA 2012: o aumento de um ponto na sua escala correspondeu a acréscimo de pouco mais que 26 pontos na nota do estudante (FIG. 12<sup>34</sup>).

O efeito direto do conjunto de atributos socioemocionais sobre a nota de matemática (com coeficiente padronizado de 0,23) revelou-se menor apenas do que o do *status* econômico, social e cultural médio da escola frequentada pelo estudante (0,42). Logo em seguida, em ordem decrescente, aparecem o sexo do aluno (0,15) e o fato de a mãe morar no domicílio do estudante (0,13).

---

<sup>34</sup> Na escala em azul utilizada, quanto mais escuro o azul que preenche a caixa da variável, maior o efeito direto que exerce sobre o desempenho em matemática.

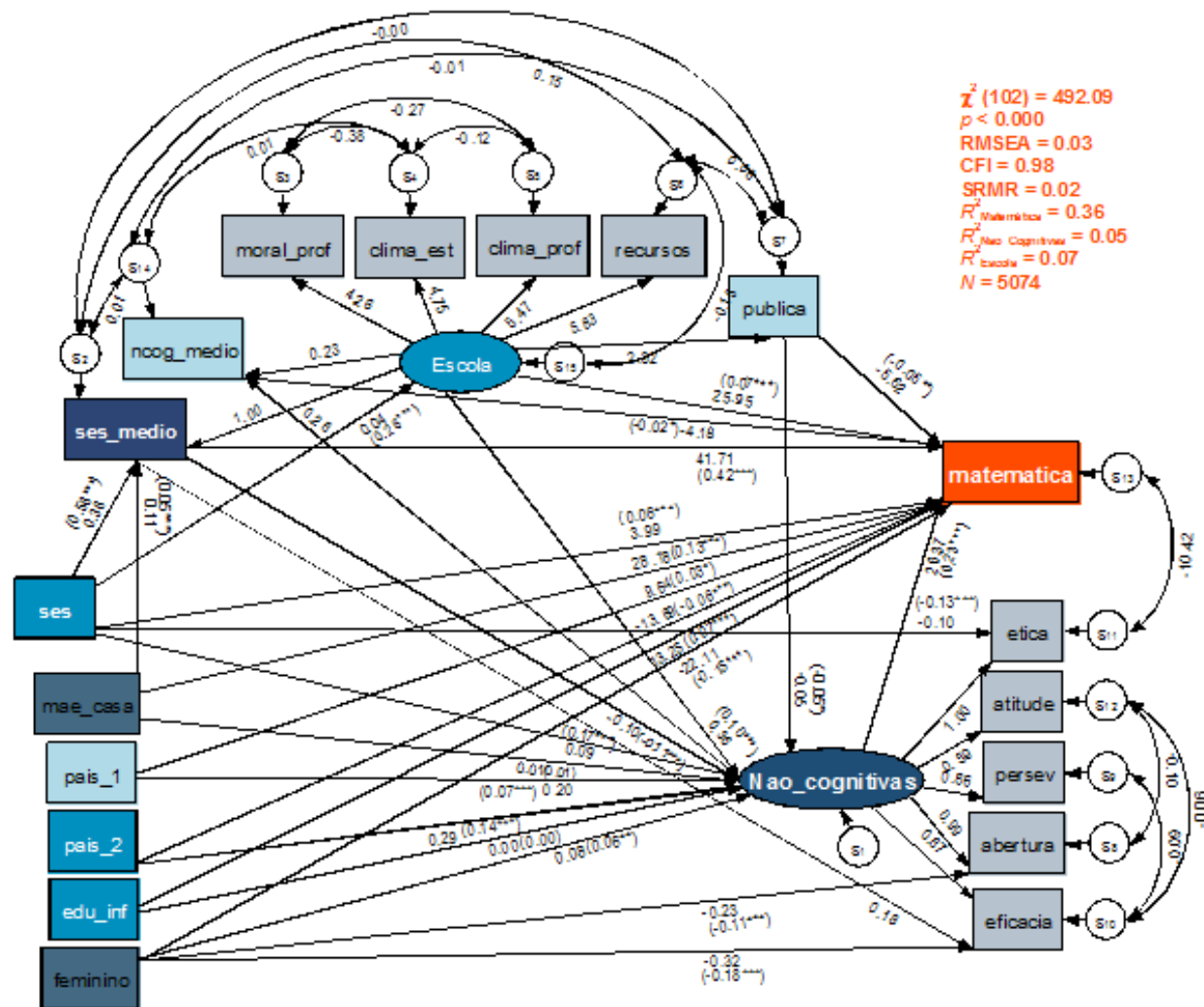


Figura 12: Modelo final de desempenho em matemática no PISA 2012

\*  $p < 0,05$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$ , teste unicaudal.



Tabela 11: Efeitos padronizados das variáveis explicativas sobre nota de matemática

Variável preditora	Efeito direto	Efeito indireto	Efeito total
Status econômico, social e cultural do aluno	0,06***	0,04*** (→ Hab.N.Cog) 0,02*** (→ Escola) 0,24*** (→ SES médio)	0,36
Status econômico, social e cultural médio da escola	0,42***	-0,03*** (→ Hab.N.Cog)	0,39
Características da escola	0,07***	0,02*** (→ Hab.N.Cog) -0,03*** (→ Publica)	0,06
Habilidades socioemocionais	0,23***	-0,01* (→ Hab.N.Cog. médio)	0,22
Sexo (Feminino = 1)	-0,15***	0,01*** (→ Hab.N.Cog. médio)	-0,14
Mãe mora no domicílio	0,13***	0,02*** (→ SES médio) 0,00 (→ Hab.N.Cog.)	0,15
Frequentou educação infantil	0,07***	0,00 (→ Hab.N.Cog.)	0,07
Pais creem que estudar matemática é importante	0,03*	0,02*** (→ Hab.N.Cog.)	0,05
Pais creem que estudar matemática é importante para a carreira	-0,06***	0,03*** (→ Hab.N.Cog.)	-0,03

Elaboração do autor. \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ , teste unicaudal.

As crenças dos pais de que o estudo da matemática é importante para os filhos (pais\_1) ou de que é relevante para a carreira deles (pais\_2) parecem ter efeitos heterogêneos sobre o desempenho em matemática no PISA 2012. A primeira crença apresenta efeito apenas marginalmente significativo, enquanto à segunda corresponde um decréscimo significativo de quase 14 pontos na nota no exame ( $p < 0,001$ ). Estudar em escola pública apresentou efeito negativo marginalmente significativo sobre a posse de competências socioemocionais (-0,05 pontos na escala da última variável;  $p < 0,05$ ), e significativo sobre a nota de matemática (-5,56 pontos na escala da última variável;  $p < 0,01$ ) (FIG. 13).

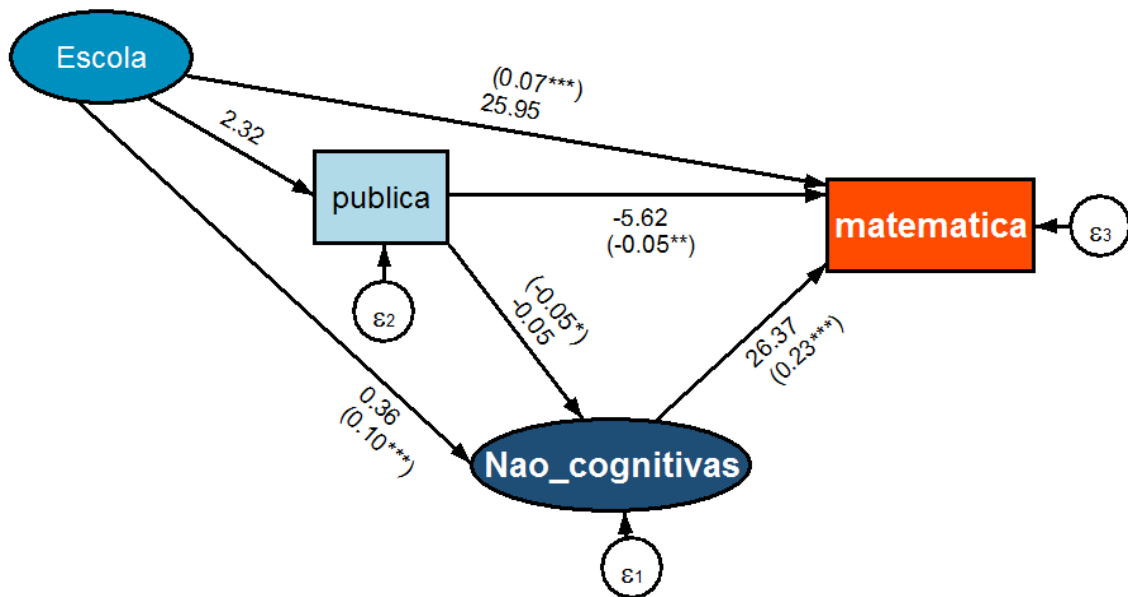


Figura 13: Modelo final: o efeito da escola e a mediação das competências socioemocionais  
Elaboração do autor.

O modelo confirmou a segunda hipótese de que as competências socioemocionais medeiam a influência que o *status* econômico, social e cultural da família do estudante tem sobre o seu desempenho em matemática na escola (com efeito indireto de 0,04, i.e., 11% do efeito total;  $p < 0,001$ ; FIG. 14) e que também medeiam a influência da escola nesse desempenho (com efeito indireto de 0,02, i.e., cerca de 30% do efeito total;  $p < 0,001$ ; FIG. 13). O *status* socioeconômico tem maior efeito sobre aqueles atributos que todas as demais variáveis exógenas ( $0,17$ ;  $p < 0,001$ )<sup>35</sup>.

35

O construto “Nao\_cognitivas” é padronizado com média igual a zero e desvio-padrão igual a um.

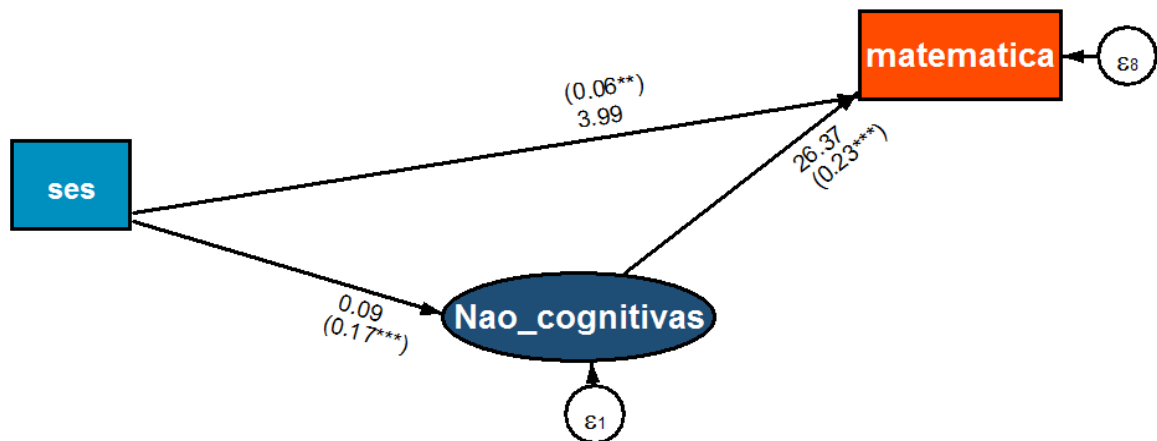


Figura 14: Modelo final: "background" familiar e a mediação das competências socioemocionais  
Elaboração do autor.

Depois dele, aparece o fato de que os pais consideram matemática importante para a carreira dos filhos (0,14;  $p < 0,001$ ) e o *status* econômico, social e cultural médio da escola (-0,11;  $p < 0,001$ ). De forma notável, o fato de o estudante ter frequentado educação infantil não teve efeito significativo sobre as competências socioemocionais do estudante incluídas no modelo.

O efeito dos pais possivelmente indicado pela importância do *status* econômico, social e cultural médio da escola no modelo, assim como a influência da escola frequentada pelo estudante sobre o desempenho em matemática, são resultados que sugerem a relevância de processos de socialização secundária na determinação do desempenho em matemática. Adicionalmente, a variação em uma unidade nesses dois componentes do modelo é acompanhada de variação equivalente a cerca de 10% de um desvio-padrão na posse de competências socioemocionais.

Sobressai-se o impacto da mudança de um ponto na escala de habilidades não cognitivas sobre a nota no exame de matemática: com o incremento de 26,37 pontos na nota (equivalente a meio ano de escolaridade formal (OECD, 2014a), o país saltaria cinco posições no "ranking" de desempenho na avaliação elaborada pela OCDE e diminuiria para apenas três pontos a distância para o segundo nível de proficiência em matemática.

## 5.2 PAREAMENTO COM ESCORES DE PROPENSÃO

As técnicas de pareamento têm sobre as de regressão mais comuns a vantagem de balancearem amostras de grupos comparáveis em termos de covariáveis observadas e de

controlarem pelo viés de seleção (GUO; FRASER, 2009). O objetivo-chave, mencionado anteriormente, é tornar grupos de participantes (tratamento e controle) tão semelhantes quanto possível a fim de estimarem-se os parâmetros de interesse com a relativa certeza de que não se devem ao efeito de variáveis não observadas. Nesse processo, perdem-se observações, razão pela qual o pareamento também pode ser descrito como procedimento de reamostragem.

Esse expediente fica consideravelmente mais simples com análises de escores de propensão, em que se assentam os modelos articulados originalmente na obra de Rosenbaum e Rubin (1983). O uso desses escores tem a conveniência de reduzir a multidimensionalidade de covariáveis cujo controle interessa ao pesquisador a um escore unidimensional, que condensa toda a informação do vetor de covariáveis. Os proponentes dessa medida de balanceamento amostral desenvolveram teoremas e corolários em que descreviam as suas propriedades, sendo a mais importante delas a que garante a capacidade dos escores de equilibrar diferenças observadas entre grupos de participantes (GUO; FRASER, 2009).

O tratamento dos esquemas de pareamento deste trabalho, isto é, a posse de habilidades socioemocionais, foi definido a partir de cinco itens do questionário do estudante constantes dos índices que compuseram o construto daquelas competências no modelo de equações estruturais: ética de estudos em matemática (ST46Q05), abertura à resolução de problema (ST94Q09), perseverança (ST93Q04), senso de autoeficácia em matemática (ST37Q05) e atitude em relação à escola (ST89Q04).

O construto do tratamento foi elaborado de acordo com o procedimento seguinte: os itens das variáveis referentes à ética de estudos, autoeficácia e atitude em relação à escola tinham quatro categorias de respostas (“concordo muito”, “concordo”, “discordo” e “discordo muito”), que foram recodificadas em dicotômicas: “sim”, reunindo as duas primeiras, e “não”, agrupando as duas últimas categorias.

Os demais itens, relativos à abertura à resolução de problemas e à perseverança, eram politômicos com cinco categorias de respostas (“tem tudo a ver comigo”, “tem muito a ver comigo”, “às vezes tem, às vezes não tem a ver comigo”, “tem um pouco a ver comigo” e “não tem nada a ver comigo”). As duas primeiras categorias foram recodificadas em “sim”, as duas últimas em “não” e as respostas relativas à categoria do meio foram aleatoriamente distribuídas para as duas categorias dicotômicas.

Assim, possuía habilidades socioemocionais o aluno que estudasse matemática até dominar a matéria, buscasse explicações para as coisas que estivessem envolvidas nos problemas que tentasse resolver, permanecesse interessado nas tarefas que começara, que se considerasse capaz de resolver uma equação de primeiro grau e que gostasse de receber boas

notas na escola. O “outcome” dos esquemas de pareamento (a variável dependente) continua a ser a nota em matemática no PISA 2012. A mesma amostra utilizada no modelo de equações estruturais completo (N = 5074) foi empregada em todos os processos de “matching” descritos adiante.

Antes da construção da variável binária do tratamento, testou-se o construto por meio de análise de componentes principais (eigenvalor de 1.94 e alfa de Cronbach de 0.60; FIG. 13). Também se fez “one-way analysis of variance” (ANOVA) com cada uma das variáveis indicadoras do construto do tratamento “possuir competências socioemocionais” como variáveis explicativas e a nota em matemática como variável dependente (FIG. 14).

Todos os modelos de ANOVA mostraram-se significantes, isto é, a média da nota de matemática dos estudantes brasileiros de escolas públicas e privadas distingue-se significativamente de acordo com o nível de cada uma das habilidades mencionadas acima apresentado pelo aluno (os níveis variam de acordo com as categorias de respostas aos itens do questionário, que foram recodificadas em “dummy”).

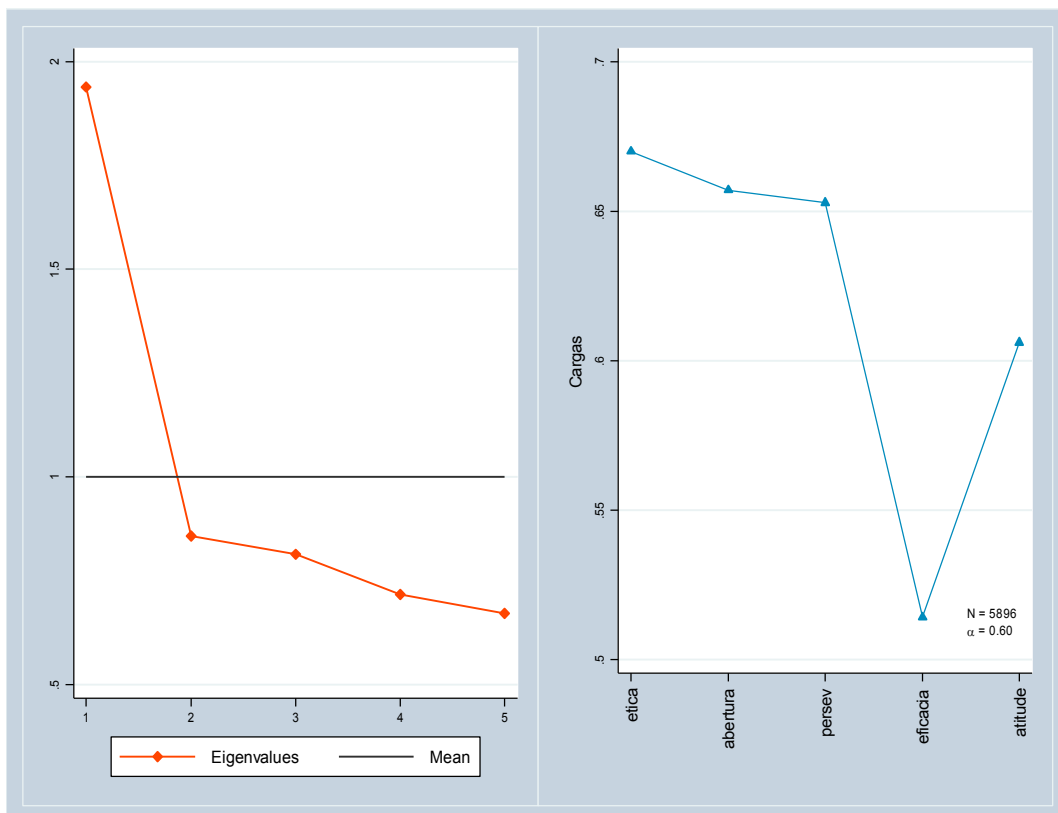


Figura 15: “Eigenvalues” e cargas do fator de tratamento  
Elaboração do autor.

Etapa preliminar da análise empreendida com o pareamento consistiu no teste de igualdade de proporções do tratamento por rede da escola (pública ou privada) do estudante e

na estimação do efeito do tratamento sobre o “outcome” com o teste “t” de amostra independente a respeito do efeito médio do tratamento (ATE) e com a regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). O primeiro teste revelou diferença significativa e maior do que zero entre a proporção do tratamento entre estudantes de escola privada (48%) e de escola pública (41%).

A regressão foi feita com estimativas robustas de erros-padrão, a fim de controlar a clusterização dos estudantes dentro das escolas, e com o recorte por dependência administrativa da escola (pública ou privada). Os “p-valores” associados com as covariáveis foram fornecidos por testes de “Wilcoxon rank-sum” (Mann-Whitney). Isso foi feito para efeitos de comparação posterior dos resultados estimados com os modelos de pareamento aplicados em seguida.

As estimativas obtidas por meio do teste “t” com estudantes de escolas públicas e privadas (ver tabela abaixo), mostraram diferenças em função da dependência administrativa da escola: o grupo de tratamento das escolas públicas tinha, em média, 17,12 pontos a mais em matemática do que o grupo de controle ( $p < 0,000$ ), e o grupo de tratamento das escolas privadas tinha, em média, 26,20 pontos a mais ( $p < 0,000$ ). No entanto, como se espera, os testes indicaram problemas de viés e inconsistência nos estimadores, visto que as diferenças nos valores das variáveis não são significativas em relação a três delas – gênero, presença da mãe no domicílio e frequência à educação infantil.

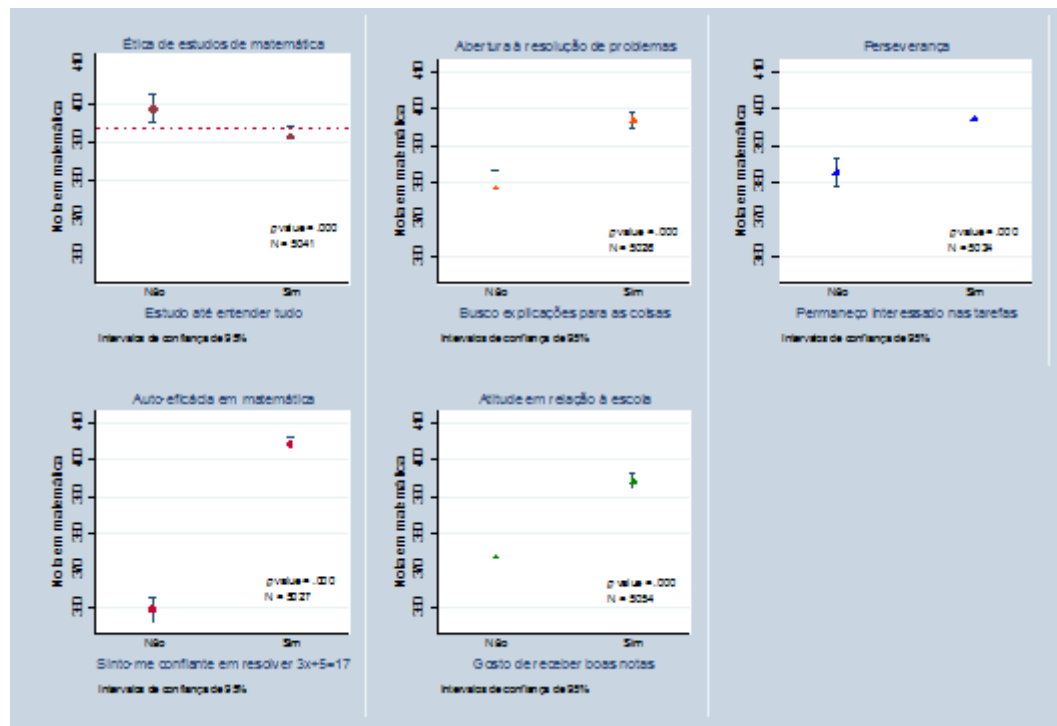


Figura 16: Notas de matemática e competências socioemocionais  
Elaboração do autor.

Tabela 12: Estatísticas descritivas por dependência administrativa da escola

Variável	O estudante possui habilidades socioemocionais [% ou média (desvio-padrão)]					
	Sim		Não		p-value	
	Publica	Privada	Publica	Privada	Publica	Privada
Resultado: desempenho em matemática	389.86 (68.63)	479.50 (3.72)	372.74 (64.07)	453.30 (3.64)	.000a	.000a
<b>Covariáveis</b>						
Status socioeconômico do aluno	-1.33 (1.08)	.15 (.91)	-1.44 (1.07)	.02 (.91)	.002b	.03
Características da escola	-.17 (.83)	1.43 (.81)	-.24 (.83)	1.42 (.80)	.008b	.919b
Sexo do aluno (referência: feminino)	54.46%	59.37%	53.62%	51.08%	.590b	.018b
Mãe mora no domicílio	86.43%	92.71%	85.51%	91.61%	.396b	.563b
Frequentou educação infantil	78.42%	91.14%	78.10%	89.69%	.805b	.485b
Pais creem que estudar é importante	96.71%	96.87%	92.71%	94.48%	.000b	.098b
Pais creem que estudar é importante para a carreira	93.58%	85.68%	87.06%	77.94%	.000b	.005b
Número de estudantes	1761	384	2512	417		

Elaboração do autor.

a. Teste “t” de amostra independente, de duas caudas.

b. Teste de Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney).

A regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) revelou associações diferenciais entre competências socioemocionais e desempenho em matemática em função de a escola ser pública ou privada (FIG. 15). Aqueles atributos aumentam em 15,58 pontos a nota de matemática de estudantes de escolas públicas ( $p < 0,000$ ) e em 24,90 pontos a de estudantes de escolas privadas ( $p < 0,000$ ). Embora as estimativas sejam mais precisas do que aquelas do teste “t”, pode-se dizer com razoável confiança que ambas são suscetíveis de serem enviesadas e inconsistentes de acordo com os pressupostos dos modelos contrafactuais e os limites das regressões OLS para balanceamento dos dados (GUO; FRAZER, 2009).

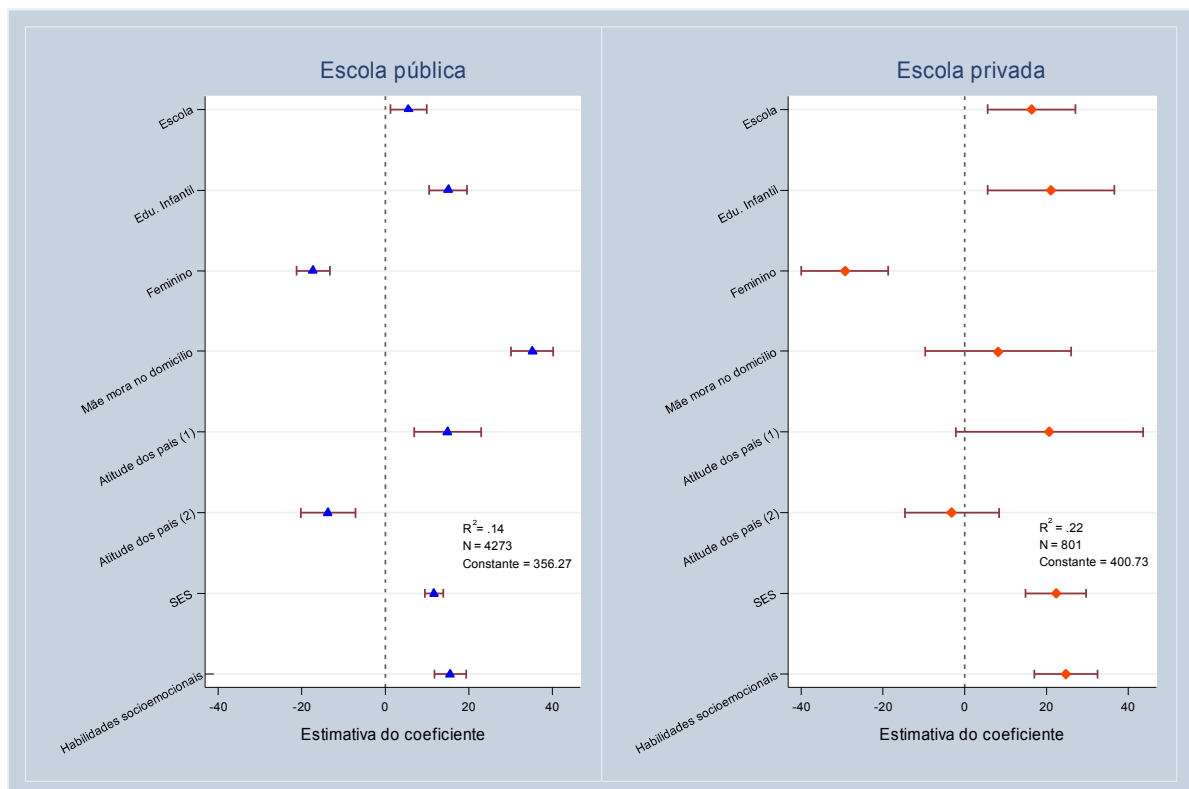


Figura 17: Resultados da análise de regressão MQO

Atitude dos pais (1): O pai acredita que estudar matemática é importante. Atitude dos pais (2): O pai acredita que estudar matemática é importante para a carreira do filho.

Elaboração do autor.

O próximo passo tomado foi a análise dos escores de propensão. Ela foi feita por meio de regressão logística, uma das técnicas mais convencionais<sup>36</sup>. A distribuição dos escores de propensão tem forma levemente distinta de acordo com a condição de tratamento e com a

<sup>36</sup> No decorrer do estudo, também se fizeram estimativas com o uso de “generalized boosted modeling” (também conhecido como “generalized boosted regression” ou “GBM”), que oferece algumas vantagens, como a de dispensar decisões referentes à especificação funcional dos preditores do modelo e a de produzir “influências” das covariáveis.



dependência administrativa da escola (FIG. 16 e 17). Os escores de propensão foram finalmente utilizados na execução do pareamento ótimo completo (“full matching”) e do por pares (“pair-matching”).

Não se verificam problemas em relação à região de suporte comum dos escores de propensão (em inglês, “common support region”), visto que os dois grupos compartilham extenso volume de observações com probabilidades semelhantes de receberem ou não tratamento. A principal implicação disso é que o uso de abordagens de “greedy matching”<sup>37</sup> não incorrerão em perdas não-triviais de participantes pareados.

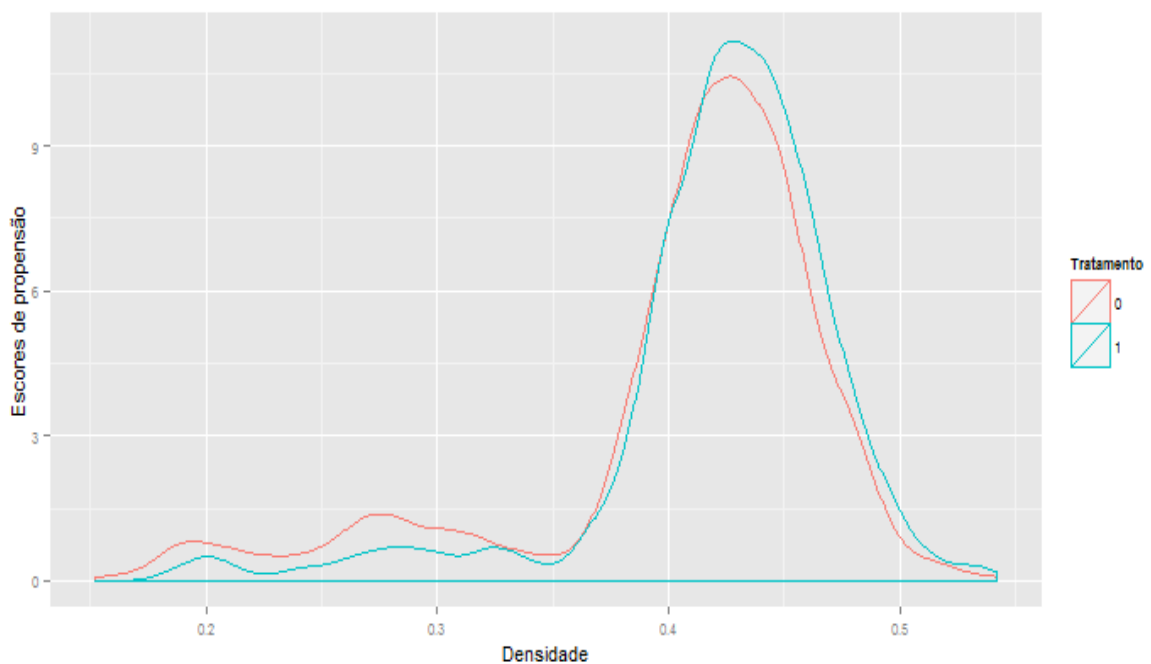


Figura 18: Escores de propensão gerados por regressão logística (escola pública)  
Elaboração do autor.

<sup>37</sup> Há dois tipos básicos de algoritmo de pareamento. Um deles é um algoritmo de pareamento ótimo e o outro é um algoritmo de pareamento “greedy”. Um algoritmo de pareamento “greedy” é frequentemente usado para parearem-se casos para controles em estudos observacionais. Nesse algoritmo, um conjunto de “x” casos é pareado para um conjunto de “y” controles em um conjunto de “z” decisões. Uma vez que o pareamento tenha sido feito – o melhor pareamento possível na ocasião – os pares utilizados não são reconsiderados (PARSONS, 2001).

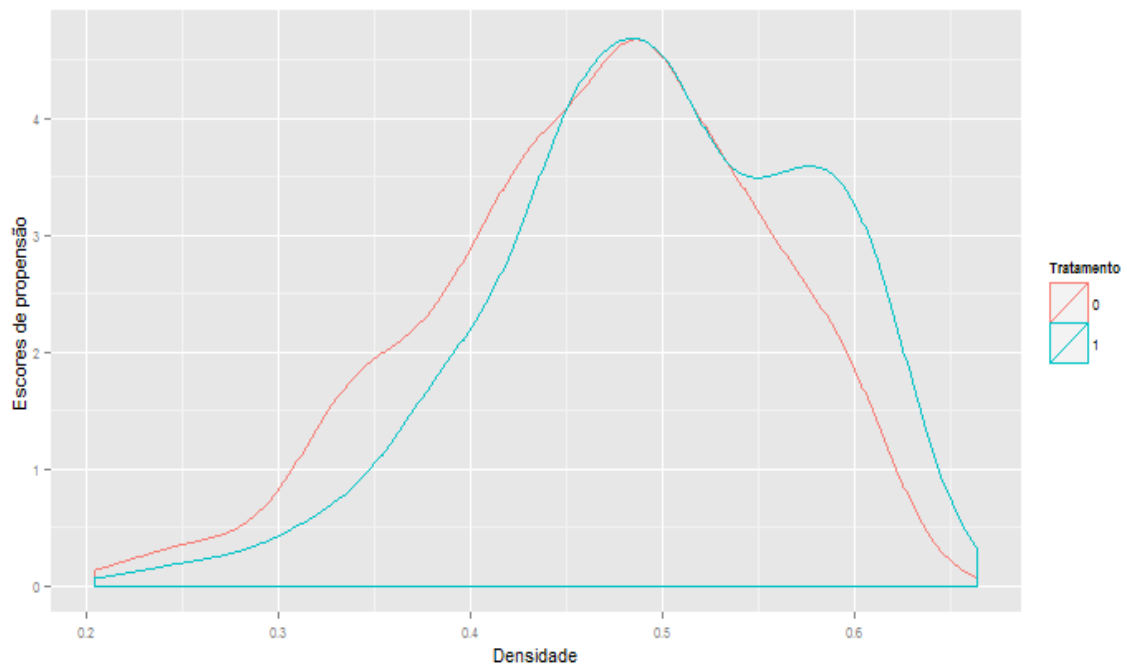


Figura 19: Escores de propensão gerados por regressão logística (escola privada)  
Elaboração do autor

Depois de estimados os escores de propensão, foram usados métodos diferentes de avaliação da influência da posse de competências socioemocionais sobre o desempenho de matemática. Testaram-se três esquemas de pareamento (pareamento por variáveis, pareamento completo e pareamento por pares) e aplicaram-se duas técnicas de análise pós-estimação (teste de “Hodges-Lehmann aligned rank”, após o “full matching”, e regressão sobre diferenças de escores, após o pareamento por pares). A comparação de resultados produzidos por mais de um método é prática comum em análises de pareamento com escores de propensão. A discussão é feita, portanto, a partir da investigação de convergências e divergências entre os modelos.

A verificação de balanceamento da amostra depois dos pareamentos com três esquemas de “greedy matching” (pareamento pelo vizinho mais próximo, com a métrica de Mahalanobis e com calibre) indicou que o pareamento com o segundo esquema foi a mais eficiente na redução dos desequilíbrios entre grupo de tratamento e controle – com redução do viés médio de 96,04%<sup>38</sup>, “B” de Rubin de 1,1 e “R” de Rubin de 1,04, para pareamento com estudantes de escolas públicas; e redução de viés médio de 91,81%, “B” de Rubin de 1,9, e “R” de Rubin de 1,01, para pareamento com estudantes de escolas privadas (FIG. 18)<sup>39</sup>.

<sup>38</sup> A redução refere-se à proporção de viés padronizada (fórmula de Rosenbaum e Rubin [1983]), que é a diferença das médias amostrais nos grupos de tratamento e controle expressa como porcentagem da raiz quadrada da média das variações amostrais nos dois grupos. Todas as técnicas de pareamento buscam reduzir ao máximo aquele viés, que deve ser inferior a 5% depois de realizado o pareamento.

<sup>39</sup> O “B” de Rubin, isto é, a diferença padronizada absoluta das médias do índice linear de escores de propensão

Salienta-se que os valores dessas medidas de balanceamento referem-se aos pareamentos feitos com os escores de propensão estimados por meio de regressão logística.

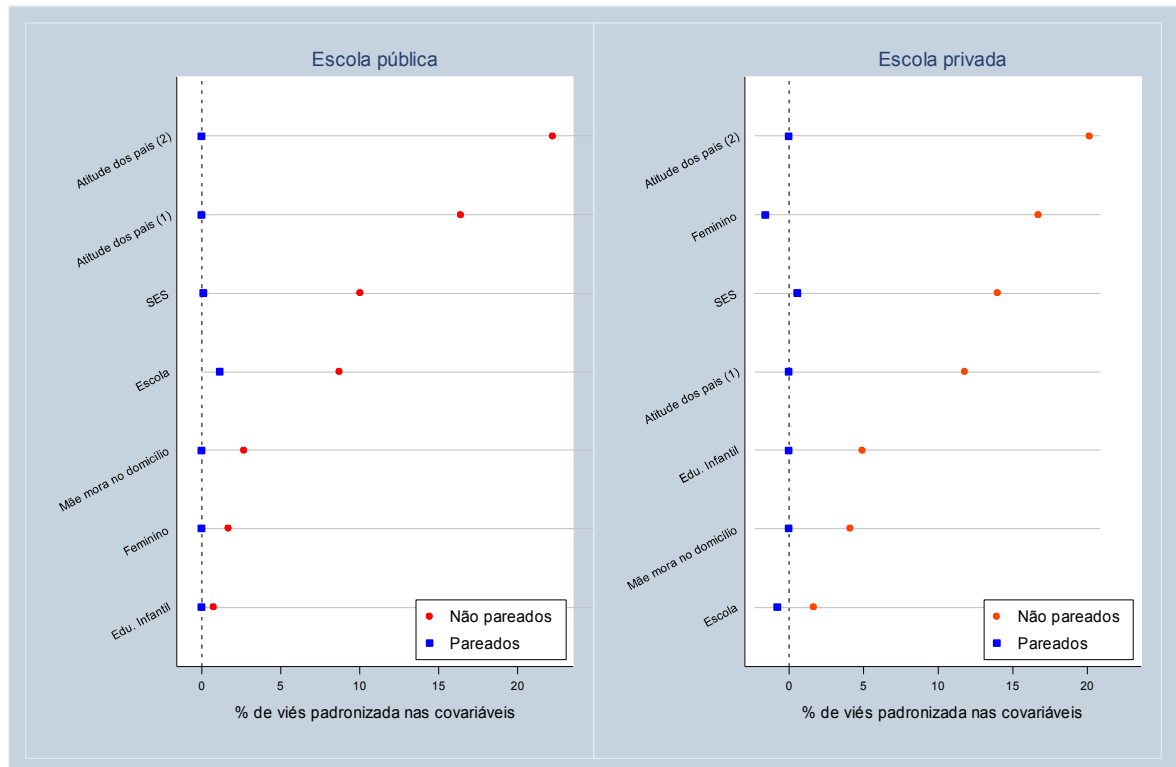


Figura 20: Redução de viés do pareamento com a métrica de Mahalanobis

Atitude dos pais (1): O pai acredita que estudar matemática é importante. Atitude dos pais (2): O pai acredita que estudar matemática é importante para a carreira do filho.

Elaboração do autor.

Também foram feitos pareamentos ótimos com o desenho “um por dois”: uma regressão logística, que produziu os escores de propensão, e quatro esquemas de pareamento ótimo (completo, “pair matching” e “variable matching” em dois formatos)<sup>40</sup>. Nessa etapa, utilizou-se o pacote *optmatch* no R 3.1.2 e as análises posteriores foram feitas no Stata 12.

A tabela seguinte apresenta os resultados desses pareamentos. Duas estatísticas importantes produzidas pelo *optmatch* são mostradas: distância total e porcentagem de casos perdidos<sup>41</sup>. A distância total é a soma das diferenças de escores de propensão entre

nos grupos de tratamento e controle pareados, e o “R” de Rubin, ou seja, a razão das variâncias do índice de escores de propensão entre tratados e não tratados, são medidas adicionais de balanceamento de covariáveis antes e depois do pareamento. Rubin (2001) recomenda que o “B” seja inferior a 25 e que o “R” esteja entre 0.5 e 2 para que as amostras sejam consideradas suficientemente balanceadas.

<sup>40</sup> Também se testaram duas especificações de pareamento com o algoritmo de “variable matching”: com o uso de pelo menos um e no máximo quatro controles para cada participante do grupo de tratamento, e com o uso da equação de Hansen. Nenhum desses esquemas produziu redução satisfatória das distâncias totais.

<sup>41</sup> Na tabela 17 do apêndice, pode-se verificar a estrutura do estrato de cada pareamento, que indica a contagem de conjuntos pareados em termos da razão do número de participantes tratados em relação ao número de controles.

participantes tratados e controles em todos os conjuntos pareados, sendo, portanto, medida global da proximidade dos participantes pareados. Os dados indicaram que o pareamento completo apresentou o melhor desempenho em relação ao grupo de estudantes de escolas privadas, enquanto o pareamento por pares teve desempenho um pouco melhor em relação ao grupo de estudantes de escolas públicas, mesmo implicando em perda de 15,45% de casos.

Tabela 13: Resultados do pareamento ótimo

Esquema de <i>matching</i>	Distância Total		Porcentagem de casos perdidos no pareamento
	Pública	Privada	
Pareamento completo	19,362	5,275	0,0%
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)	36,87586	77,20271	0,0%
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)	85,10595	10,35008	0,0%
Pareamento por pares	11,159	75,960	15,45%

Elaboração do autor.

O nível de redução de viés dos esquemas de pareamento ótimo pode ser examinado comparando-se as diferenças padronizadas absolutas dos valores médios das covariáveis antes e depois do pareamento (i.e. por meio da comparação entre  $d_x$  e  $d_{xm}$ ). A tabela abaixo apresenta essa informação. Percebe-se que as pequenas diferenças que existiam entre os grupos dos dois tipos de escolas (nenhum valor médio acima de 22% de um desvio-padrão) foram basicamente mantidas depois do pareamento, com desempenhos bastante semelhantes mostrados pelos quatro esquemas adotados, embora ligeiramente favoráveis ao pareamento completo.

Tabela 14: Balanceamento das covariáveis antes e depois do pareamento por esquema de pareamento

Covariável e esquema de pareamento	$d_x$		$d_{xm}$	
	Pública	Privada	Pública	Privada
<b>Status econômico, social e cultural do aluno</b>	.10	.14		
Pareamento completo			.11	.12
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			.09	.15
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			.10	.19
Pareamento por pares			.10	.16
<b>Características da escola</b>	.09	.02		
Pareamento completo			.09	.02

“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			.07	.02
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			.09	.04
Pareamento por pares			.10	.04
<b>Sexo do aluno (referência: feminino)</b>	.02	.17		
Pareamento completo			.03	.19
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			.03	.20
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			.03	.19
Pareamento por pares			.03	.14
<b>Mãe mora no domicílio</b>	.03	.04		
Pareamento completo			.04	.04
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			.02	.06
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			.03	.07
Pareamento por pares			.02	.07
<b>Frequentou educação infantil</b>	.01	.05		
Pareamento completo			.01	.03
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			.00	.03
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			.00	.08
Pareamento por pares			.00	.02
<b>Pais creem que estudar é importante</b>	.16	.12		
Pareamento completo			.19	.13
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			.19	.12
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			.18	.11
Pareamento por pares			.19	.12
<b>Pais creem que estudar é importante para a carreira</b>	.22	.20		
Pareamento completo			.20	.16
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			.20	.23
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			.21	.18
Pareamento por pares			.18	.24

Elaboração do autor.

O teste de “Hodges-Lehmann aligned rank” pode ser utilizado em amostras pareadas criadas por pareamento completo ou “variable matching”. A próxima tabela expõe os resultados da análise feita depois do pareamento completo. Eles indicaram efeitos diferenciais da posse de competências socioemocionais: estudantes de escolas públicas que as possuíam tiveram aumento médio de 14,33 pontos no teste de matemática, enquanto os de escolas privadas tiveram aumento médio de 20,85 pontos. A diferença é estatisticamente significativa a 99%. Os efeitos tiveram tamanhos de 0,26 e 0,36, que podem ser considerados de tamanho moderado nos termos dos critérios do “d” de Cohen (1988)<sup>42</sup>.

<sup>42</sup> O “d” de Cohen é uma das medidas básicas do tamanho do efeito do tratamento em estudos com dois grupos

Tabela 15: Efeito médio do tratamento (ATE) de posse de habilidades socioemocionais com teste de “Hodges-Lehmann aligned rank” (esquema de pareamento: pareamento completo)

	Efeito Médio do Tratamento (Tamanho do efeito: “d” de Cohen)	Estimativa pontual da Estatística de Teste de Hodges-Lehmann $\hat{W}_s - E(\hat{W}_s)$	Erro padrão da Estatística de Teste $\sqrt{Var(\hat{W}_s)}$	Z $\frac{\hat{W}_s - E(\hat{W}_s)}{\sqrt{Var(\hat{W}_s)}}$	p-valor
<b>Publica</b>	14,33 (.26)	296711,3	40663,47	7,30	,000
<b>Privada</b>	20,85 (.36)	14975,86	3375,68	4,44	,000

Elaboração do autor.

A próxima tabela permite responder a duas perguntas: o que os resultados autorizam afirmar sobre o efeito das habilidades socioemocionais do modelo sobre o desempenho em matemática no PISA 2012? E, dentre todas as estimativas, quais são as mais precisas e aceitáveis? Primeiro, todos os modelos estimaram um efeito de tratamento significativo. Os resultados indicaram, ainda, que o fenômeno sob investigação é forte, implicando, assim, que as estimativas significativas produzidas por abordagens não-corretivas (i.e. teste “t” e regressão MQO) permaneceram significativas mesmo depois da introdução de controles mais sofisticados.

Quais são as estimativas mais precisas? Entre os cinco modelos, o teste “t” e a regressão de MQO, por definição, não controlam por viés de seleção. Restam aceitáveis as estimativas oferecidas pelo pareamento com a distância de Mahalanobis (14,83, para alunos de escolas públicas e 26,86, para os de privadas), pelo pareamento ótimo completo com o uso do teste de Hodges-Lehmann (14,33, para alunos de escolas públicas e 20,85, para os de privadas) e pela regressão de diferenças de escores depois do pareamento ótimo por pares (16,53, para alunos de escolas públicas e 18,07, para os de privadas).

Assim, com base nos resultados encontrados e no contexto das covariáveis observadas utilizadas nos pareamentos, pode-se concluir que as habilidades socioemocionais “causaram”<sup>43</sup>, em média, um aumento na nota de matemática no PISA 2012 no intervalo de 14 a 16 pontos para estudantes de escolas públicas e de 21 a 27 pontos para estudantes de escolas privadas – resultado explicado parcialmente pelo fato de esses últimos estudantes já possuírem previamente ao pareamento mais competências socioemocionais do que os

independentes. O autor o definiu como a diferença entre as médias M1 - M2, dividida pelo desvio-padrão,  $\sigma$ , de cada grupo. Por convenção, a subtração M1 - M2 é realizada de modo que a diferença é positiva se está na direção predita e negativa se está na direção oposta à predita. O tamanho do efeito pode ser interpretado como a proporção das pontuações do grupo de tratamento que não se sobrepõem àquelas do grupo de controle. Os tamanhos de efeito deste estudo indicam que aproximadamente 21,3% da distribuição de pontuações do grupo de tratamento não se sobrepõem à do grupo de controle.

<sup>43</sup> Ver nota 13.

primeiros.

Tabela 16: Comparação dos resultados dos modelos estimando o impact de competências socioemocionais sobre o desempenho em matemática por dependência administrativa da escola

<i>Modelo</i>	<i>Média estimada</i>			
	<i>Efeito médio do tratamento (ATE)</i>		<i>Efeito do tratamento sobre o tratado (ATT)</i>	
	<b>Pública</b>	<b>Privada</b>	<b>Pública</b>	<b>Privada</b>
Teste “t” de amostra independente	17.12***	26.20***		
Regressão de MQO	15.58***	24.90***		
Pareamento com a métrica de Mahalanobis	14.83***	26.86***	14.13***	25.04***
Regressão de diferenças de escores de matemática sobre diferenças de covariáveis após pareamento ótimo por pares	16.53***	18.07***		
Pareamento ótimo completo com teste de “Hodges-Lehmann aligned rank”	14.33***a	20.85***a		

Elaboração do autor.

a. O pareamento ótimo (em inglês, “optimal”) foi feito sobre escores de propensão gerados por regressão logística no R 3.1.2.

\*\*\*  $p < 0,001$ , teste unicaudal.

## 6 CONCLUSÃO

O presente estudo discute mecanismos de mediação da influência da origem social do estudante sobre o seu desempenho escolar. Tendo como referência a literatura recente a respeito da importância das competências socioemocionais na determinação dos resultados educacionais, propôs-se analisar a associação entre ambiente familiar, os atributos chamados “não cognitivos” da personalidade e demais características individuais, as características da escola e o desempenho em matemática.

Modelos de equações estruturais e pareamentos com escores de propensão foram utilizados para a estimação dos mecanismos “causais” e do efeito das habilidades socioemocionais sobre o desempenho em matemática. Estatísticas de ajuste e testes de significância indicaram a validade dos resultados. Os achados da pesquisa são generalizáveis para estudantes brasileiros de escolas públicas e privadas.

A introdução do construto de competências socioemocionais como variável explicativa nos modelos de desempenho escolar medido pelos resultados de matemática nos testes do PISA 2012 mostrou-se justificada, ou seja, a hipótese 01 do trabalho não pode ser rejeitada: o modelo em aquelas competências constavam como características dos alunos e atributos médios das escolas explicou 12% a mais do desempenho em matemática do que outro modelo que não as considerasse. De fato, o construto das habilidades socioemocionais teve o terceiro maior efeito sobre a nota de matemática, menor apenas que os das variáveis referentes ao *status* econômico, social e cultural dos alunos e ao das escolas. Esses resultados estão em sintonia com outros encontrados em pesquisas realizadas no país (SANTOS; PRIMI, 2014).

A importância do *status* econômico, social e cultural médio da escola no desempenho em matemática, possuindo o maior efeito direto e total sobre ele, parece reforçar a relevância do efeito dos pares para explicação dos resultados educacionais, em consonância com a literatura prévia (ALVES 2009). No entanto, o efeito negativo que essa variável apresentou sobre a posse de competências socioemocionais sugere efeito coletivo imprevisto do nível socioeconômico do conjunto dos estudantes da escola e mecanismos complexos de interação dessa última variável com os resultados chamados cognitivos e não cognitivos da educação escolar.

Os resultados indicam a existência de efeito mediador significativo e diferencial das competências socioemocionais sobre desempenho em matemática em função da dependência administrativa da escola. Corroborando a hipótese 02, apenas duas variáveis do modelo de equações estruturais completo não têm efeitos indiretos sobre a nota de matemática que passe



pelas habilidades socioemocionais: a presença da mãe no domicílio do estudante e o fato de ter frequentado educação infantil. Pouco mais de 10% do efeito do *status* econômico, social e cultural da família do aluno sobre a nota de matemática passa pelo conjunto das competências socioemocionais adicionadas no modelo.

As variáveis “proxy” da atitude dos pais em relação à educação apresentaram, em conjunto, a maior influência sobre a posse dessas competências (0,21,  $p < 0,000$ ), superior mesmo ao efeito do *status* econômico, social e cultural (0,17,  $p < 0,000$ ) e da escola (0,10,  $p < 0,000$ ). A comparação dos coeficientes estimados sugere que importante determinante de desempenho escolar, como parece ser a posse de habilidades socioemocionais, esteja mais associado a normas subjetivas compartilhadas pelos pais ou demais membros da família do estudante, do que a escolaridade, *status* ocupacional ou posse de bens de consumo e bens culturais. Mais uma vez, os resultados alcançados corroboram achados de estudos anteriores, como o de Santos e Primi (2014).

Encontrou-se também a relevância da rede administrativa da escola sobre o desempenho escolar e a posse de competências socioemocionais. O fato de o aluno estudar em escola pública diminuiu em 5,62 pontos a nota em matemática e em 5% de um desvio-padrão ( $p < 0,05$ ) a presença dessas habilidades no conjunto de atributos do estudante. Os efeitos estimados por meio dos pareamentos parecem corroborar esse resultado, e de forma mais confiável do que o fariam abordagens que não controlassem pelo viés de seleção.

A posse de competências socioemocionais apresentou efeitos “causais” – reafirma-se com as ressalvas expostas há pouco<sup>44</sup> – significativos sobre o desempenho escolar, em apoio à terceira hipótese do estudo. Os esquemas de pareamentos por escores de propensão executados indicaram um aumento na nota de matemática no PISA 2012 no intervalo de 14 a 16 pontos para estudantes de escolas públicas e de 21 a 27 pontos para estudantes de escolas privadas que possuísem as competências socioemocionais que compuseram o construto dos modelos.

A importância das competências socioemocionais na explicação do desempenho escolar é analisada neste trabalho de forma agregada, isto é, analisa-se o efeito do construto dessas competências sobre a nota média em matemática, não se fazendo análise em separado de cada um dos indicadores dele. O modelo não previu efeitos específicos das habilidades socioemocionais nem de outras covariáveis sobre elas, em razão da preocupação em manter a sua parcimônia e inteligibilidade. Análise mais pormenorizada deve ser realizada em publicação posterior, considerando-se interações antecipadas pela literatura dessas variáveis

---

<sup>44</sup> Ver nota 14.

com ambiente familiar, demais características individuais do aluno e fatores intraescolares.

Considera-se que os achados desta pesquisa contribuem para aprofundar os estudos a respeito dos fatores do desempenho escolar e para a integração de variáveis psicoemocionais às investigações de caráter sociológico em educação. Estudos recentes sobre o ambiente de aprendizagem das escolas brasileiras e os principais problemas enfrentados pelos professores em sala de aula apontaram a falta de acompanhamento psicológico para os alunos que precisam e a indisciplina dos estudantes entre os fatores que necessitam de solução mais imediata (FUNDAÇÃO LEMANN, 2015; OECD, 2014). A existência de estruturas de apoio não acadêmico nas escolas que trabalhem aspectos socioemocionais dos alunos é indicada como parte da solução (MIRANDA; BÉLANGER, 2015).

Ressalta-se a experiência de análise integrada de duas técnicas de estimação de efeitos e mecanismos supostamente causais na determinação de resultados escolares, mesmo que a natureza da base de dados utilizada não permita afirmações mais confiantes. Nos limites deste estudo, a abordagem adotada foi importante para a indicação de pistas para a compreensão do objeto estudado e, espera-se, para a sugestão de caminhos metodológicos a serem aprimorados em futuras pesquisas.

Os resultados deste trabalho são apresentados em meio a esforços e iniciativas recentes do estado e da sociedade brasileira no sentido de garantir com o uso de novos recursos educacionais o sucesso acadêmico, profissional e pessoal nos dias de hoje. Os resultados alcançados por programas escolares orientados ao desenvolvimento de competências socioemocionais em outros países e contextos podem contribuir na formulação de políticas públicas e intervenções semelhantes no Brasil.

Metanálise de programas de aprendizado social e emocional de mais de 200 escolas americanas sugere que intervenções desse tipo podem ser incorporadas às práticas educacionais rotineiras das escolas e que professores podem conduzi-las com sucesso em sala de aula. Também indica que os programas podem ser bem sucedidos em todos os níveis da educação básica (DURLAK *et al.*, 2011).

Outra revisão recente de 75 estudos sobre programas escolares semelhantes publicados entre 1995 e 2008 – 16 dos quais tinham como objeto intervenções em escolas não americanas – reafirmou o papel que o professor pode desempenhar no ensino de competências socioemocionais. (SKLAD *et al.*, 2012). Além disso, há evidências convincentes de que intervenções de alta qualidade na primeira infância têm impacto positivo no desenvolvimento socioemocional e no ciclo de vida dos participantes (em termos de rendimentos futuros, desvios de conduta, estrutura familiar, escolaridade etc.) (BOYD *et al.*, 2005).

A definição de educação de qualidade para o século XXI, tema presente na agenda das políticas educacionais há algumas décadas, deve reconhecer o que as evidências de outros estudos apontam e que as descobertas deste trabalho parecem parcialmente corroborar, isto é, a importância das competências socioemocionais no alcance de resultados educacionais, econômicos e sociais. Não se está afirmando quais devam ser as prioridades do investimento em educação no país ou que fomentar as competências “não cognitivas” mereça ser a sua missão primeira. Entende-se contudo que os potenciais retornos de projetos de intervenção que considerem essas habilidades são dignos do esforço que se tem feito em compreendê-los.<sup>45</sup>

---

<sup>45</sup> Todos os códigos e base de dados utilizados neste trabalho serão em breve compartilhados em <https://github.com/ahpvieira>.

## REFERÊNCIAS

ABDULKADIROGLU, A.; ANGRIST, J. D.; PATHAK, P. A. *The Elite Illusion: Achievement Effects at Boston and New York Exam Schools*. Working Paper, n<sup>o</sup> 17264. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, jul. 2011. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w17264>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

AÇÃO EDUCATIVA - ASSESSORIA PESQUISA E INFORMAÇÃO. *Indicadores da qualidade na educação*. São Paulo, SP: Ação Educativa, 2008.

ACOCK, A. C. *Discovering Structural Equation Modeling Using Stata*. 1 edition ed. College Station, Tex: Stata Press, 2013.

ADLYN, J. O. Attitude to education and academic performance for in-school adolescent girls in the eastern province of Sierra Leone. *African Journal of History and Culture* 5, n. 4, p. 66-71, 2013.

AITKIN, M.; LONGFORD, N. Statistical Modelling Issues in School Effectiveness Studies. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, v. 149, n. 1, p. 1-43, 1 jan. 1986. Acesso em: 7 jan. 2015.

AJZEN, I. *The theory of planned behaviour*. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, No. 50, pp. 179-211, 1991.

AKERLOF, G. A.; KRANTON, R. E. Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education. *Journal of Economic Literature*, v. 40, n. 4, p. 1167-1201, dez. 2002. Acesso em: 7 jan. 2015.

ALMLUND, M.; DUCKWORTH, A. L.; HECKMAN, J. J.; KAUTZ, T. D. *Personality Psychology and Economics*. Working Paper, n<sup>o</sup> 16822. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, fev. 2011. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w16822>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

ALVES, M. T. G. Dimensões do efeito das escolas: explorando as interações entre famílias e estabelecimentos de ensino. *Estudos em Avaliação Educacional*, v. 21, n. 46, p. 271-296, ago. 2010. Acesso em: 4 dez. 2014.

ALVES, M. T. G. O impacto da composição do alunado na qualidade das escolas de educação básica. In: XIV Congresso Brasileiro de Sociologia, 2009, Rio de Janeiro. XIV Congresso Brasileiro de Sociologia, 2009.

ALVES, F. Family choices, educational stratification, and children's scholastic performance: what are the interrelations. **Dados**, jan. 2010. v. 53, n. 2, p. 447–468. . Acesso em: 12 set. 2014.

ALVES, M. T. G.; FRANCO, C. A pesquisa em eficácia escolar no Brasil: evidências sobre o efeito das escolas e fatores associados à eficácia escolar. In: BROOKE, Nigel; SOARES, José Francisco (Ed.). *Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2008. p. 482-500.

AMES, C. Classrooms: Goals, Structures, and Student Motivation. **Journal of Educational Psychology**, jan. 1992. v. 84, n. 3, p. 261–71. . Acesso em: 12 set. 2014.

ANDERSON, J. B. Social Capital and Student Learning: Empirical Results from Latin American Primary Schools. *Economics of Education Review*, v. 27, n. 4, p. 439–449, ago. 2008. Acesso em: 4 dez. 2014.

ANI YAYINCILIK. [S.l.], [S.d.]. Disponível em: <<http://www.ejer.com.tr/index.php?git=22&kategori=92&makale=769>>. Acesso em: 12 set. 2014.

ANTONAKIS, J.; BENDAHAN, S.; JACQUART, R. L. On making causal claims: A review and recommendations. **The Leadership Quarterly**, dez. 2010. v. 21, n. 6, p. 1086–1120. . Acesso em: 12 set. 2014.

ARCENEUAUX, K.; GERBER, A. S.; GREEN, D. P. **Comparing experimental and matching methods using a large-scale field experiment on voter mobilization**. [S.l.]: [s.n.], 2004.

BAKER, D. P.; GOESLING, B.; LETENDRE, G. K. Socioeconomic Status, School Quality, and National Economic Development: A Cross-National Analysis of the “Heyneman-Loxley Effect” on Mathematics and Science Achievement. **Comparative Education Review**, ago. 2002. v. 46, n. 3, p. 291–312. . Acesso em: 12 set. 2014.

BANDURA, A. *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. 1st edition ed. New York: Worth Publishers, 1997.

BARBOSA, M. E. F.; FERNANDES, C. A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em Matemática dos alunos da 4ª série. In: FRANCO, C. (Org.). *Promoção, ciclos e avaliação educacional*. Porto Alegre: ArtMed Editora, 2001.

BIDWELL, C. E.; YASUMOTO, J. Y. The Collegial Focus: Teaching Fields, Collegial

Relationships, and Instructional Practice in American High Schools. *Sociology of Education*, v. 72, n. 4, p. 234–256, 1 out. 1999. Acesso em: 7 jan. 2015.

BIFULCO, R.; FLETCHER, J. M.; ROSS, S. L. The Effect of Classmate Characteristics on Post-secondary Outcomes: Evidence from the Add Health. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 3, n. 1, p. 25–53, 2011. Acesso em: 7 jan. 2015.

BLUNDELL, R.; DEARDEN, L.; SIANESI, B. **Estimating the Returns to Education: Models, Methods and Results**. [S.l.]: [s.n.], 2001.

BORGHANS, L.; DIRIS, R.; HECKMAN, J.J.; KAUTZ, T.; TER, W. **Fostering Non-Cognitive Skills to Promote Lifetime Success**. OECD, 2012.

BORGHANS, L.; MEIJERS, H.; TER WEEL, B. The Role of Noncognitive Skills in Explaining Cognitive Test Scores. **Economic Inquiry**, 1 jan. 2008. v. 46, n. 1, p. 2–12. . Acesso em: 12 set. 2014.

BOWLES, S.; GINTIS, H. **Schooling in Capitalist America: Educational Reform and the Contradictions of Economic Life**. [S.l.]: Routledge & Kegan Paul, 1976.

BOWLES, S.; GINTIS, H. Schooling in capitalist America revisited. **Sociology of Education**, 2002. v. 75, n. 1, p. 1–18.

BOYD, J.; BARNETT, W. S.; BODROVA, E.; LEONG, D. J.; GOMBY, D. *Promoting children's social and emotional development through preschool education*. [S.l.]: National Institute for Early Education Research New Brunswick, NJ, 2005.

BRAND, J. E.; HALABY, C. N. Regression and matching estimates of the effects of elite college attendance on educational and career achievement. **Social Science Research**, 2006. v. 35, n. 3, p. 749–770. . Acesso em: 12 set. 2014.

BRANSFORD, J. D.; BROWN, A. L.; COCKING, R. R. (Eds.). **How People Learn: Brain, Mind, Experience, and School: Expanded Edition**. 2 edition ed. Washington, D.C: National Academies Press, 2000.

BROOKE, N.; SOARES, J. F. (Orgs.) (2008). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias**. Belo Horizonte: Editora UFMG.

- BROOKOVER, W. B.; BEADY, C.; FLOOD, P.; SCHWEITZER, J.; WISENBAKER, J. *School Social Systems and Student Achievement: Schools Can Make a Difference*. New York: Greenwood Pub Group, 1979.
- BRYK, A. S.; LEE, V. E.; HOLLAND, P. B. *Catholic Schools and the Common Good*. Reissue edition ed. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1995.
- CAKICI, Y.; ARICAK, O. T.; ILGAZ, G. Can ‘attitudes toward biology course’ and ‘learning strategies’ simultaneously predict achievement in biology? **Egit. Arast.**, 11(45), 2011, p. 31–48.
- CAMPBELL, R. F.; CUNNINGHAM, L. L.; McPHEE, R. F.; NYSTRAND, R. O. *Organization and Control of American Schools, The*. 6 edition ed. Columbus, Ohio: Prentice Hall, 1990.
- 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, London School of Economics, 2007.
- CARNEIRO, P.; CRAWFORD, C.; GOODMAN, A. **Which skills matter?**. [S.l.]: Centre for the Economics of Education, London School of Economics and Political Science, 2006.
- CHEN, X.; RUBIN, K. H.; LI, D. Relation between academic achievement and social adjustment: evidence from Chinese children. **Developmental psychology**, 1997. v. 33, n. 3, p. 518–525.
- CLARK, T. A.; MCCARTHY, D. P. School Improvement in New York City: The Evolution of a Project. *Educational Researcher*, v. 12, n. 4, p. 17–24, 1 abr. 1983. Acesso em: 7 jan. 2015.
- COHEN, J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2 edition ed. Hillsdale, N.J: Routledge, 1988.
- COLEMAN, J. S.; CAMPBELL, E.; HOBSON, C.; McPARTLAND, J.; MOOD, A.; WEINFELD, F.; YORK, R. **Equality of Educational Opportunity**. Washington: DC: US Government Printing Office, 1966.
- COLLIE, R. J.; SHAPKA, J. D.; PERRY, N. E. School climate and social–emotional learning: Predicting teacher stress, job satisfaction, and teaching efficacy. *Journal of Educational Psychology*, v. 104, n. 4, p. 1189–1204, 2012.

COSTA, M. DA. School prestige and hierarchy: a case study on differences between schools in a municipal network. *Revista Brasileira de Educação*, v. 13, n. 39, p. 455–469, dez. 2008. Acesso em: 7 jan. 2015.

CRANE, J. The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing. *American Journal of Sociology*, v. 96, n. 5, p. 1226–1259, 1 mar. 1991. Acesso em: 7 jan. 2015.

CREEMERS, B. P. M.; KYRIAKIDES, L.; SAMMONS, P. *Methodological Advances in Educational Effectiveness Research*. 1 edition ed. London ; New York: Routledge, 2010.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J.; SCHENNACH, S. M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, 2010. v. 78, n. 3, p. 883–931. . Acesso em: 12 set. 2014.

DECI, E. L.; RYAN, R. M. **Intrinsic Motivation and Self-Determination in Human Behavior**. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 1985.

DE FELICIO, F. DE F. F. Fatores Associados ao Sucesso Escolar: Levantamento, Classificação e Análise dos Estudos Realizados no Brasil. *São Paulo: Fundação Itaú Social*, 2008. Disponível em: <[http://ww2.itaú.com.br/itausocial/site\\_fundacao/Biblioteca/Publicacoes/fase\\_ultima\\_versao.pdf](http://ww2.itaú.com.br/itausocial/site_fundacao/Biblioteca/Publicacoes/fase_ultima_versao.pdf)>. Acesso em: 7 jan. 2015.

DE FRAINE, B.; VAN DAMME, J.; ONGHENA, P. A Longitudinal Analysis of Gender Differences in Academic Self-Concept and Language Achievement: A Multivariate Multilevel Latent Growth Approach. *Contemporary Educational Psychology*, v. 32, n. 1, p. 132–150, jan. 2007. Acesso em: 7 jan. 2015.

DIAMOND, A.; BARNETT, W. S.; THOMAS, J.; MUNRO, S. The early years: Preschool program improves cognitive control. *Science*, 2007. v. 318, n. 5855, p. 1387–1388.

DOYLE, W. Recent Research on Classroom Management: Implications for Teacher Preparation. *Journal of Teacher Education*, v. 36, n. 3, p. 31–35, jan. 1985. Acesso em: 7 jan. 2015.

DUCKWORTH, A. L.; SELIGMAN, M. E. P. Self-discipline outdoes IQ in predicting academic performance of adolescents. *Psychological Science*, 2005. v. 16, n. 12, p. 939–944.



DURLAK, J. A.; WEISSBERG, R. P.; DYMNICK, A.; TAYLOR, R. D.; SCHELLINGER, K. The Impact of Enhancing Students' Social and Emotional Learning: A Meta-Analysis of School-Based Universal Interventions. **Child Development**, 2011. v. 82, n. 1, p. 405–432.

DWECK, C. S.; LEGGETT, E. L. A Social-Cognitive Approach to Motivation and Personality. **Psychological Review**, 1988. v. 95, n. 2, p. 256–273.

DWECK, C.S.; MASTER, A. “Self-theories and motivation: Students’ beliefs about intelligence”, in: K.R. Wentzel and A. Wigfield (eds.), *Handbook of Motivation at School*, Taylor Francis, New York, 2009, pp. 121-140.

ECCLES-PARSONS, T. F. A. J. Expectancies, values, and academic behaviors. 1983.

EDMONDS, R. Effective Schools for the Urban Poor. *Educational Leadership*, v. 37, n. 1, out. 1979. Acesso em: 6 jan. 2015.

EPPLE, D.; ROMANO, R. E. Competition between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer-Group Effects. *The American Economic Review*, v. 88, n. 1, p. 33–62, 1 mar. 1998. Acesso em: 7 jan. 2015.

FARKAS, G. **Cognitive Skills and Noncognitive Traits and Behaviors in Stratification Processes**. [S.l.]: [s.n.], 2003. v. 29.

FELD, J.; ZÖLITZ, U. Understanding Peer Effects: On the Nature, Estimation and Channels of Peer Effects. JEL: I21, I24, J24, jun. 2014. Disponível em: <<https://gupea.ub.gu.se/handle/2077/36036>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

FERNANDES, D. C. **Estratificação educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras da cor**. In: PRÊMIO IPEA 40 ANOS – IPEA-CAIXA 2004. Monografias premiadas. Ipea, 2005.

FARRAR, E.; NEUFELD, B.; MILES, M. B. Effective Schools Programs in High Schools: Implications for Policy, Practice and Research. Volume III. Review of Effective Schools Programs. Final Report. abr. 1983. Disponível em: <<http://eric.ed.gov/?id=ED228243>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

FORQUIN, J-C. A Sociologia das desigualdades de acesso à educação: principais orientações, principais resultados desde 1965. In: FORQUIN, J. C. (Ed.). **Sociologia da Educação: dez anos de pesquisas**. Petrópolis: Vozes, 1995. p.19-78.

FULLER-ROWELL, T. E.; DOAN, S. N. The Social Costs of Academic Success across Ethnic Groups. PMID: 21077858 PMCID: PMC3479150: **Child development**, 2010. v. 81, n. 6, p. 1696–1713. . Acesso em: 12 set. 2014.

FUNDAÇÃO LEMANN. *Conselho de classe: A visão dos professores sobre a educação no Brasil*. São Paulo, 2015.

FUNDAÇÃO LEMANN; ITAU BBA. *Excelência com equidade: as lições das escolas brasileiras que oferecem educação de qualidade a alunos de baixo nível socioeconômico*. São Paulo, 2013. Disponível em: <[http://www.fundacaolemann.org.br/uploads/arquivos/excelencia\\_com\\_equidade.pdf](http://www.fundacaolemann.org.br/uploads/arquivos/excelencia_com_equidade.pdf)>. Acesso em: 03 jan. 2015.

GOERZEN, A.; BEAMISH, P. W. The effect of alliance network diversity on multinational enterprise performance. **Strategic Management Journal**, 2005. v. 26, n. 4, p. 333–354.

GOLDBERG, L. R. *A catalogue of 1947 nouns that can be used to describe personality and a taxonomy of 1342 nouns that are typically so used*. Unpublished report, Oregon Research Institute, 1980.

GOLDBERG, L. R. “Language and individual differences: The search for universals in personality lexicons”. *Review of Personality and Social Psychology*, **2**, pp. 141-165). Beverly Hills, CA: Sage., 1981.

GOTTFRIED, M. A. Does classmate ability influence students’ social skills? *School Effectiveness and School Improvement*, p. 1–32, 17 dez. 2014a. Acesso em: 7 jan. 2015.

GOTTFRIED, M. A. The Positive Peer Effects of Classroom Diversity: Exploring the Relationship between English Language Learner Classmates and Socioemotional Skills in Early Elementary School. *The Elementary School Journal*, v. 115, n. 1, p. 22–48, 1 set. 2014b. Acesso em: 7 jan. 2015.

GRAY, J.; JESSON, D.; GOLDSTEIN, H.; HEDGER, K.; RASBASH, J. A Multi-Level Analysis of School Improvement: Changes in Schools’ Performance over Time. *School Effectiveness and School Improvement*, v. 6, n. 2, p. 97–114, jun. 1995. Acesso em: 7 jan. 2015.

GREENE, B. A.; MILLER, R. B. Influences on Achievement: Goals, Perceived Ability, and Cognitive Engagement. *Contemporary Educational Psychology*, v. 21, n. 2, p. 181–192, abr. 1996. Acesso em: 6 jan. 2015.

GUO, S. Y.; FRASER, M. W. *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*. 1 edition ed. Thousand Oaks, Calif: SAGE Publications, Inc, 2009.

GUTHRIE, J. T.; WIGFIELD, A.; YOU, W. Instructional Contexts for Engagement and Achievement in Reading. In: CHRISTENSON, S. L.; RESCHLY, A. L.; WYLIE, C. (Org.). . *Handbook of Research on Student Engagement*. [S.l.]: Springer US, 2012. p. 601–634. Disponível em: <[http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4614-2018-7\\_29](http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4614-2018-7_29)>. Acesso em: 6 jan. 2015.

GUTMAN, L. M.; SCHOON, I. The impact of non-cognitive skills on outcomes for young people. **Education Endowment Foundation. Available at: [http://educationendowmentfoundation.org.uk/uploads/pdf/Non-cognitive\\_skills\\_literature\\_review.pdf](http://educationendowmentfoundation.org.uk/uploads/pdf/Non-cognitive_skills_literature_review.pdf)**, 2013. Disponível em: <[https://educationendowmentfoundation.org.uk/uploads/pdf/Non-cognitive\\_skills\\_literature\\_review.pdf](https://educationendowmentfoundation.org.uk/uploads/pdf/Non-cognitive_skills_literature_review.pdf)>. Acesso em: 12 set. 2014.

HANUSHEK, E. A. Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions. *Journal of Human Resources*, v. 14, n. 3, p. 351–388, 1979. Acesso em: 6 jan. 2015.

HANUSHEK, E. A. The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools. *Journal of Economic Literature*, v. 24, n. 3, p. 1141–77, 1986. Acesso em: 6 jan. 2015.

HARALDSVIK, M.; BONESRØNNING, H. PEER EFFECTS ON STUDENT ACHIEVEMENT: DOES THE EDUCATIONAL LEVEL OF YOUR CLASSMATES' PARENTS MATTER? 2014. Disponível em: <<http://www.svt.ntnu.no/iso/marianne.haraldsvik/Workshop%202014/Papers/haraldsvik.pdf>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

HARGREAVES, D. H. A Capital Theory of School Effectiveness and Improvement [1]. *British Educational Research Journal*, v. 27, n. 4, p. 487–503, 1 set. 2001. Acesso em: 4 dez. 2014.

HASENBALG, C.; SILVA, N. V. Educação e Diferenças Raciais na Mobilidade Ocupacional no Brasil. In HASENBALG, C.; SILVA, N. V.; LIMA, M. (Eds.). **Cor e Estratificação Social**. Rio de Janeiro, Contracapa, 1999.

HECKMAN, J. J.; MOON, S. H.; PINTO, R.; SAVELYEV, P. A.; YAVITZ, A. *The Rate of Return to the High/Scope Perry Preschool Program*. Working Paper, nº 15471. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, nov. 2009. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w15471>>. Acesso em: 6 jan. 2015.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; SMITH, J.; TODD, P. Characterizing selection bias using experimental data. **Econometrica**, 1998. v. 66, n. 5, p. 1017–1098.

HECKMAN, J.; MOON, S. H.; PINTO, R.; SAVELYEV, P.; YAVITZ, A. Analyzing social experiments as implemented: A reexamination of the evidence from the highscope perry preschool program. **Quantitative Economics**, 2010. v. 1, n. 1, p. 1–46.

HECKMAN, J.J.; HUMPHRIES, J. E.; MADER, N. S. The GED. In: **Handbook of the Economics Of Education**, Volume 3 . Amsterdam: North-Holland, 2011, p. 423-484.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching As An Econometric Evaluation Estimator. **Review of Economic Studies**, 1998. v. 65, n. 2, p. 261–294.

HECKMAN, J. J.; MOON, S. H.; PINTO, R. **The Effects of Early Intervention on Abilities and Social Outcomes: Evidences From the Carolina Abecedarian Study**. Unpublished manuscript, University of Chicago, 2010.

HECKMAN, J. J.; RUBINSTEIN, Y. The benefits of skill: The importance of noncognitive skills: Lessons from the GED testing program. **American Economic Review**, 2001. v. 91, n. 2, p. 145–154.

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**, 2006. v. 24, n. 3, p. 411–482.

HECKMAN, J.; PINTO, R.; SAVELYEV, P. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. **American Economic Review**, 2013. v. 103, n. 6, p. 2052–2086.

HEDSTRÖM, P.; YLIKOSKI, P. Causal Mechanisms in the Social Sciences. **Annual Review of Sociology**, jun. 2010. v. 36, n. 1, p. 49–67. . Acesso em: 12 set. 2014.

HEMMINGS, B.; GROOTENBOER, P.; KAY, R. Predicting mathematics achievement: The influence of prior achievement and attitudes. **International Journal of Science and Mathematics Education**, 2011. v. 9, n. 3, p. 691–705.

HOLLAND, P. W. Statistics and Causal Inference. **Journal of the American Statistical Association**, 1 dez. 1986. v. 81, n. 396, p. 945–960. . Acesso em: 12 set. 2014.

HORNER, M. S. Toward an Understanding of Achievement-Related Conflicts in Women. **Journal of Social Issues**, jan. 1972. . Acesso em: 12 set. 2014.

IACOBUCCI, D. Structural equations modeling: Fit Indices, sample size, and advanced topics. *Journal of Consumer Psychology*, v. 20, n. 1, p. 90–98, jan. 2010. Acesso em: 14 fev. 2015.

JACOB, B. A. Where the boys aren't: Non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education. **Economics of Education Review**, 2002. v. 21, n. 6, p. 589–598.

JENCKS, C. **Who Gets Ahead?: The Determinants of Economic Success in America**. New York: Basic Books, 1979.

JENCKS, C.; SMITH, M.; ACLAND, H.; BANE, M. J.; COHEN, D.; GINTIS, H.; HEYNS, B.; MICHELSON, S. *Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America*. New York: Basic Books, 1972.

JOHN, O. P.; SRIVASTAVA, S. The Big Five Trait Taxonomy: History, Measurement and Theoretical Perspectives. In: PERVIN, L. A.; JOHN, O. P. (Eds). **Handbook of Personality: Theory and Research**. New York, The Guilford Press, 1999, p. 102-138.

KAYNAK, H. The relationship between total quality management practices and their effects on firm performance. **Journal of Operations Management**, jul. 2003. v. 21, n. 4, p. 405–435. . Acesso em: 12 set. 2014.

KLASSEN, R.M.; USHER, E.L. “Self-efficacy in educational settings: Recent research and emerging directions”, in: T.C. Urdan and S.A. Karabenick (eds.), *The Decade Ahead: Theoretical Perspectives on Motivation and Achievement*, Emerald, United Kingdom, 2010, pp. 1-33.

KLING, R. B. **Principles and Practice of Structural Equation Modeling, Third Edition**. 3rd edition ed. New York: The Guilford Press, 2010.

KONU, A. I.; LINTONEN, T. P.; AUTIO, V. J. Evaluation of Well-Being in Schools - A Multilevel Analysis of General Subjective Well-Being. *School Effectiveness and School Improvement*, v. 13, n. 2, p. 187–200, jan. 2002. Acesso em: 7 jan. 2015.

LANDEGHEM, G. VAN; DAMME, J. V.; OPDENAKKER, M-C.; FRAIRIE, D. The effect of schools and classes on noncognitive outcomes. **School Effectiveness and School Improvement**, 2002. v. 13, n. 4, p. 429–451.

LAZEAR, E. P. Educational Production. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 3, p. 777–803, 1 ago. 2001. Acesso em: 7 jan. 2015.

LEE, V. E. Using Hierarchical Linear Modeling to Study Social Contexts: The Case of School Effects. *Educational Psychologist*, v. 35, n. 2, p. 125–141, 1 jun. 2000. Acesso em: 14 fev. 2015.

LEE, V. E.; BRYK, A. S.; SMITH, J. B. The Organization of Effective Secondary Schools. *Review of Research in Education*, v. 19, p. 171–267, 1 jan. 1993. Acesso em: 7 jan. 2015.

LESKO, N. *Symbolizing Society: Stories, Rites and Structure in a Catholic High School*. New York: Falmer Press, 1988.

LIN, X. *Peer effects and student academic achievement: An application of spatial autoregressive model with group unobservables — Add Health*. Presented at the Midwest Econometric Group, IL, 2005. Disponível em: <<http://www.cpc.unc.edu/projects/addhealth/publications/3019>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

LLERAS, C. Do skills and behaviors in high school matter? The contribution of noncognitive factors in explaining differences in educational attainment and earnings. **Social Science Research**, set. 2008. v. 37, n. 3, p. 888–902. . Acesso em: 12 set. 2014.

LOUNSBURY, J. W.; LOVELAND, J. M.; SUNDSTROM, E. D.; GIBSON, L. W.; DROST, A. W.; HAMRICK, F. L. An investigation of personality traits in relation to adolescent school absenteeism. **Journal of Youth and Adolescence**, 2004. v. 33, n. 5, p. 457–466.

LUCENA RUAS RIANI, J. DE; RIOS-NETO, E. L. G. **IMPACTO DOS FATORES FAMILIARES, ESCOLARES E COMUNITÁRIOS NA QUANTIDADE E QUALIDADE DO ENSINO NO ESTADO DE MINAS GERAIS**. [S.l.]: Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2004. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/bookchap/cdpdiam04/200447.htm>>. Acesso em: 12 set. 2014.

LUYTEN, H.; VISSCHER, A.; WITZIERS, B. School effectiveness research: From a review of the criticism to recommendations for further development. **School Effectiveness and School Improvement**, 2005. v. 16, n. 3, p. 249–279.

MANSKI, C. F. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *Review of Economic Studies*, v. 60, n. 3, p. 531–42, 1993. Acesso em: 7 jan. 2015.

MARTIN, R. P. Activity Level, Distractibility, and Persistence: Critical Characteristics in Early Schooling. In: KOHNSTAMM, G. A.; BATES, J. E.; ROTHBART, M. K. (Eds.). **Temperament in Childhood**. Kohnstamm, Chichester, England, John Wiley and Sons Ltd., 1989, p. 451-461.

MAYER, D. P.; MULLENS, J. E.; MOORE, M. T. *Monitoring School Quality: An Indicators Report*. Mathematica Policy Research Reports, n<sup>o</sup> 2916. [S.l.]: Mathematica Policy Research, 2001. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/mpr/mprres/2916.html>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

MCEWAN, P. J. Peer effects on student achievement: evidence from Chile. *Economics of Education Review*, v. 22, n. 2, p. 131–141, abr. 2003. Acesso em: 7 jan. 2015.

MIRANDA, G.; BÉLANGER, J. *Student Behaviour and Use of Class Time in Brazil, Chile and Mexico: Evidence from TALIS 2013*. . [S.l.]: OECD Publishing, 2015. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/oec/eduaab/112-en.html>>. Acesso em: 3 mar. 2015.

MISCHEL, W.; SHODA, Y.; RODRIGUEZ, M. I. Delay of gratification in children. **Science**, 1989. v. 244, n. 4907, p. 933–938.

MONT'ALVÃO, A. Educational stratification in 21st century Brazil. **Dados**, jan. 2011. v. 54, n. 2, p. 389–430. . Acesso em: 12 set. 2014.

MORTIMORE, P. Issues in school effectiveness. In: **School effectiveness**. Londres: Cassell, 1996.

MORTIMORE, P. School Effectiveness Research: Which Way at the Crossroads? *School Effectiveness and School Improvement*, v. 2, n. 3, p. 213–229, jan. 1991. Acesso em: 7 jan. 2015.

MORTIMORE, P.; SAMMONS, P.; STOLL, L.; LEWIS, D.; ECOB, R. *School Matters*. Berkeley, Calif.: University of California Press, 1988.

MOSTELLER, F.; MOYNIHAN, D. P. A Pathbreaking report. In: \_\_\_\_\_. (Ed). **On Equality of Educational Opportunity**. New York: Vintage Books, 1972.

MULTON, K. D.; BROWN, S. D.; LENT, R. W. Relation of Self-Efficacy Beliefs to Academic Outcomes: A Meta-Analytic Investigation. **Journal of Counseling Psychology**, 1991. v. 38, n. 1, p. 30–38.

MURNANE, R. J.; WILLETT, J. B. *Methods Matter: Improving Causal Inference in Educational and Social Science Research*. 1 edition ed. Oxford ; New York: Oxford University Press, 2010.

NJAGI, S. N.; MIGOSI, J. A.; MWANIA, J. M. Parental involvement, parenting style, secondary school student attitude towards schooling and academic performance in Kenya. *International Journal of Education Economics and Development*, v. 5, n. 2, p. 152–171, 2014. Acesso em: 5 jan. 2015.

NOGUEIRA, M. A. A construção da excelência escolar; um estudo de trajetórias feito com estudantes universitários provenientes das camadas médias intelectualizadas. *In*: NOGUEIRA, M. A.; ROMANELLI, G.; ZAGO, N. (Orgs.). *Família e escola; trajetórias de escolarização em camadas médias e populares*. Petrópolis: Vozes, 2000. p. 49-65.

OECD. **Brazil – Country Note –Results from PISA 2012**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2013a. Disponível em: <[http://download.inep.gov.br/acoes\\_internacionais/pisa/resultados/2013/country\\_note\\_brazil\\_pisa\\_2012.pdf](http://download.inep.gov.br/acoes_internacionais/pisa/resultados/2013/country_note_brazil_pisa_2012.pdf)>. Acesso em: 12 set. 2014.

OECD; INSTITUTO AYRTON SENNA; INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA; MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. **High Level Policy Forum on “Skills for Social Progress”**, 2014. Disponível em: <<http://www.oecd.org/site/espforum2014/SummaryPolicyMakersESPForum2014.pdf>>.

OECD. **PISA 2012 Assessment and Analytical Framework**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2013b.

OECD. **PISA 2012 Results: Excellence through Equity (Volume II)**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2013c.

OECD. **PISA 2012 Results in Focus**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2014a. Disponível em: <<http://www.oecd.org/pisa/keyfindings/pisa-2012-results-overview.pdf>>. Acesso em: 07 jan. 2015.

OECD. **PISA 2012 Results: Ready to Learn (Volume III)**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2013d.

OECD. **PISA 2012 Technical Report**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2014b. Disponível em: <<http://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA-2012-technical-report-final.pdf>>. Acesso em: 04 jan. 2015



OECD. *TALIS 2013 Results*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2014. Disponível em: <<http://www.oecd-ilibrary.org/content/book/9789264196261-en>>. Acesso em: 3 mar. 2015.

OECD educationtoday: What should students learn in the 21st century? **OECD educationtoday**, [S.l.], 18 maio. 2012. Disponível em: <<http://oecdeducationtoday.blogspot.com.br/2012/05/what-should-students-learn-in-21st.html>>. Acesso em: 12 set. 2014.

OGBU, J.U. (Ed.). **Minority Status, Collective Identity and Schooling**, Lawrence Erlbaum, Mahwah, New Jersey, 2008.

OGBU, J. U.; SIMONS, H. D. Voluntary and involuntary minorities: A cultural-ecological theory of school performance with some implications for education. **Anthropology and Education Quarterly**, 1998. v. 29, n. 2, p. 155–188.

OLDS, D. L. The nurse-family partnership: An evidence-based preventive intervention. **Infant Mental Health Journal**, 2006. v. 27, n. 1, p. 5–25.

PARSONS, L. S. Reducing bias in a propensity score matched-pair sample using greedy matching techniques. (Paper 214-26). In: SUGI 26 proceedings. (Proceedings of the 26th annual SAS Users Group International conference, Long Beach, California, April 22–25, 2001). Cary, NC: SAS Institute, Inc, 2001.

POROPAT, A. E. A Meta-Analysis of the Five-Factor Model of Personality and Academic Performance. **Psychological Bulletin**, 2009. v. 135, n. 2, p. 322–338.

PUSTJENS, H.; VAN DE GAER, E.; VAN DAMME, J.; ONGHENA, P. Effect of Secondary Schools on Academic Choices and on Success in Higher Education. *School Effectiveness and School Improvement*, v. 15, p. 281–311, set. 2004. Acesso em: 7 jan. 2015.

REID, K.; HOPKINS, D.; HOLLY, P. *Towards the Effective School: The Problems and Some Solutions*. Oxford: Simon & Schuster Education, 1987.

REYNOLDS, D. **Merging Traditions: Future of Research on School Effectiveness and School Improvement**. London ; New York: Continuum International Publishing Group Ltd., 1996.

REYNOLDS, D. School effectiveness and school improvement: an updated review of the British literature. In: **School Effectiveness**. Londres: Cassell, 1996.

REYNOLDS, A. J.; TEMPLE, J. A.; OU, S. R.; ARTEAGA, I. A.; WHITE, B. A. School-based early childhood education and age-28 well-being: effects by timing, dosage, and subgroups. *Science (New York, N.Y.)*, PMID: 21659565 PMCID: PMC3774305, v. 333, n. 6040, p. 360–364, 15 jul. 2011.

REYNOLDS, D.; TEDDLIE, C. *The International Handbook of School Effectiveness Research*. 1 edition ed. London ; New York: Routledge, 1999.

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. *IMPACTO DOS FATORES FAMILIARES, ESCOLARES E COMUNITÁRIOS NA QUANTIDADE E QUALIDADE DO ENSINO NO ESTADO DE MINAS GERAIS*. . [S.l.]: Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2004. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/bookchap/cdpdiam04/200447.htm>>. Acesso em: 14 fev. 2015.

ROBERTS, B. W. Back to the future: Personality and Assessment and personality development. **Journal of Research in Personality**, 2009. v. 43, n. 2, p. 137–145.

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

ROTTER, J. B. **Social learning and clinical psychology**. Englewood Cliffs, NJ, US: Prentice-Hall, Inc, 1954. v. ix.

RUBIN, D. B. Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, v. 2, n. 3-4, p. 169–188, 1 dez. 2001. Acesso em: 14 fev. 2015.

RUTTER, M; MAUGHAN, B.; MORTIMORE, P.; OUSTON, J. *Fifteen Thousand Hours: Secondary Schools and Their Effects on Children*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1982.

RYCHEN, D. S.; SALGANIK, L. H. A holistic model of competence. In D. S. Rychen and L. H. Salganik (Eds.), *Key competencies for a successful life and a wellfunctioning society*. Cambridge, MA: Hogrefe & Huber Publisher, 2003, p. 41-62.

SAMMONS, P.; HILLMAN, J.; MORTIMORE, P. *Key Characteristics of Effective Schools: A Review of School Effectiveness Research*. [S.l.]: B & MBC Distribution Services, 9 Headlands Business Park, Ringwood, Hants BH24 3PB, England, United Kingdom., 1995. Disponível em: <<http://eric.ed.gov/?id=ED389826>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

SANTOS, D. *A importância socioeconômica das características de Personalidade*. São Paulo: Instituto Ayrton Senna, 2013. 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: 12 set. 2014.

SANTOS, D.; PRIMIR, R. *Desenvolvimento socioemocional e aprendizado escolar: uma proposta de mensuração para a apoiar políticas públicas*. Instituto Ayrton Senna, São Paulo, 2014.

SCHEERENS, J. *Effective Schooling: Research, Theory and Practice*. London: Cassell, 1992.

SCHREIBER, J. B.; NORA, A.; STAGE, F. K.; BARLOW, E. A.; KING, J. Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. **Journal of Educational Research**, 2006. v. 99, n. 6, p. 323–337.

SCHREIBER, J. B. Core reporting practices in structural equation modeling. **Research in Social and Administrative Pharmacy**, 2008. v. 4, n. 2, p. 83–97.

SCHWARTZ, K. In an Era of Global Competition, What Exactly Are We Testing For? **MindShift**, [S.l.], 2013. Disponível em: <<http://blogs.kqed.org/mindshift/2013/04/in-an-era-of-global-competition-what-exactly-are-we-testing-for/>>. Acesso em: 12 set. 2014.

SCHUNK, D. H.; PAJARES, F. “Self-efficacy theory”, in: K.R. Wentzel and A. Wigfield (eds.), *Handbook of Motivation at School*, Taylor Francis, New York, 2009, pp.-35-53.

SEBASTIAN, J.; ALLENSWORTH, E. The Influence of Principal Leadership on Classroom Instruction and Student Learning: A Study of Mediated Pathways to Learning. *Educational Administration Quarterly*, p. 0013161X11436273, 14 fev. 2012. Acesso em: 7 jan. 2015.

SHADISH, W. R.; COOK, T. D.; CAMPBELL, D. T. *Experimental and Quasi-Experimental Designs for Generalized Causal Inference*. 2 edition ed. Boston: Cengage Learning, 2001.

SILVA, Nelson do V. “Expansão Escolar e Estratificação Educacional no Brasil”, in: N. do V. Silva e C. Hasenbalg (eds.), *Origens e Destinos: Desigualdades Sociais ao Longo da Vida*. Rio de Janeiro, Topbooks, 2003, pp. 105-138.

SINGER, J. D.; WILLETT, J. B. *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. 1 edition ed. Oxford ; New York: Oxford University Press, 2003.

SKINNER, E. A.; PITZER, J. R. Developmental Dynamics of Student Engagement, Coping, and Everyday Resilience. In: CHRISTENSON, S. L.; RESCHLY, A. L.; WYLIE, C. (Org.). . *Handbook of Research on Student Engagement*. [S.l.]: Springer US, 2012. p. 21–44. Disponível em: <[http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4614-2018-7\\_2](http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4614-2018-7_2)>. Acesso em: 6 jan. 2015.

SKLAD, M.; DIEKSTRA, R.; DE RITTER, M.; BEN, J. Effectiveness of school-based universal social, emotional, and behavioral programs: Do they enhance students' development in the area of skill, behavior, and adjustment?: Effects of Social and Emotional Intervention Programs. *Psychology in the Schools*, v. 49, n. 9, p. 892–909, nov. 2012. Acesso em: 14 fev. 2015.

SMITH, J. A.; E. TODD, P. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? **Journal of Econometrics**, mar. 2005. Experimental and non-experimental evaluation of economic policy and models. v. 125, n. 1–2, p. 305–353. . Acesso em: 12 set. 2014.

SOARES, J. F. et al. *Escola eficaz: um estudo de caso em três escolas da rede pública de ensino do Estado de Minas Gerais*. Belo Horizonte: UFMG, FAE, GAME: Fundação Ford, 2002.

SOARES, J. F. O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos. **REICE: Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación**, 2004. v. 2, n. 2, p. 6–. . Acesso em: 15 set. 2014.

SOARES, J. F.; ALVES, M. T. G. Racial inequalities in the Brazilian primary education system. **Educação e Pesquisa**, jun. 2003. v. 29, n. 1, p. 147–165. . Acesso em: 12 set. 2014.

SOARES, J. F.; COLLARES, A. C. M. Family resources and cognitive performance by primary school students in Brazil. **Dados**, jan. 2007. v. 3, n. SE, p. 0–0. . Acesso em: 12 set. 2014.

SPADY, W. G. The Impact of School Resources on Students. *Review of Research in Education*, v. 1, p. 135–177, 1 jan. 1973. Acesso em: 7 jan. 2015.

SPENCER, M.B.; HARPALANI, V. What does 'acting White' actually mean? Racial identity, adolescent development, and academic achievement among African-American youth. In:

STEBBINS, L. B. Education as Experimentation: A Planned Variation Model. Volume IV-A: An Evaluation of Follow Through. 15 abr. 1977. Disponível em: <<http://eric.ed.gov/?id=ED148490>>. Acesso em: 6 jan. 2015.

STOET, G.; GEARY, D. C. Sex Differences in Mathematics and Reading Achievement Are Inversely Related: Within- and Across-Nation Assessment of 10 Years of PISA Data. *PLoS ONE*, PMID: 23516422 PMCID: PMC3596327, v. 8, n. 3, 13 mar. 2013. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3596327/>>. Acesso em: 20 jan. 2015.

TEDDLIE, C. The Legacy of the School Effectiveness Research Tradition. In: HARGREAVES, A. *et al.* (Org.). *Second International Handbook of Educational Change*. Springer International Handbooks of Education. [S.l.]: Springer Netherlands, 2009. p. 523–554. Disponível em: <[http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-90-481-2660-6\\_31](http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-90-481-2660-6_31)>. Acesso em: 6 jan. 2015.

TEO, A.; CARLSON, E.; MATHIEU, P. J.; EGELAND, B.; SROUFE, L. A. A prospective longitudinal study of psychosocial predictors of achievement. *Journal of School Psychology*, 1996. v. 34, n. 3, p. 285–306.

TOUGH, P. **How Children Succeed: Grit, Curiosity, and the Hidden Power of Character**. Reprint edition ed. [S.l.]: Mariner Books, 2013.

TOWNSEND, T. School Effectiveness and Improvement in the Twenty-First Century: Reframing for the Future. In: TOWNSEND, T. (Org.). *International Handbook of School Effectiveness and Improvement*. Springer International Handbooks of Education. [S.l.]: Springer Netherlands, 2007. p. 933–962. Disponível em: <[http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4020-5747-2\\_51](http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4020-5747-2_51)>. Acesso em: 6 jan. 2015.

VALLERAND, R. J. **Toward A Hierarchical Model of Intrinsic and Extrinsic Motivation**. [S.l.]: [s.n.], 1997. v. 29.

VAN DE GAER, E.; DE FRAINE, B.; PUSTJENS, H.; VAN DAMME, J.; DE MUNTER, A.; ONGHENA, P. School Effects on the Development of Motivation toward Learning Tasks and the Development of Academic Self-Concept in Secondary Education: A Multivariate Latent Growth Curve Approach. *School Effectiveness and School Improvement*, v. 20, n. 2, p. 235–253, jun. 2009. Acesso em: 7 jan. 2015.

VAN LANDEGHEM, G.; DE FRAINE, B.; VAN DAMME, J.; ONGHENA P.; OPDENAKKER, M. The Effect of Schools and Classes on Noncognitive Outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, v. 13, n. 4, p. 429–51, jan. 2002. Acesso em: 12 set. 2014.

VILELA, E. COLLARES. A. C. M. Origens e destinos sociais: pode a escola quebrar essa relação? In: **Teoria e Sociedade**. Belo Horizonte. nº 17.2 - jul-dez. de 2009 .

WALBERG, H. J. Improving the Productivity of America's Schools. *Educational Leadership*, v. 41, n. 8, p. 19–27, jan. 1984. Acesso em: 7 jan. 2015.

WEI, M.; HEPPMER, P. P.; MALLINCKRODT, B. Perceived coping as a mediator between attachment and psychological distress: A structural equation modeling approach. **Journal of Counseling Psychology**, 2003. v. 50, n. 4, p. 438–447.

WENTZEL, K.R. Peer relationships, motivation, and academic performance at school. In: ELLIOT, A.J.; DWECK, C.S. (Eds.), **Handbook of Competence and Motivation**, Guilford, New York, 2005, p. 279-296.

WENTZEL, K.R.; DONLAN, A.; MORRISON, D. Peer relationships and social motivational processes. In: RYAN, A.M.; LADD, G.W. (Eds.). **Peer Relationships and Adjustment at School**, Information Age Press, Charlotte, North Carolina, 2012, p. 79-108.

WILLMS, J. D. *Monitoring School Performance: A Guide For Educators*. Washington, D.C: Routledge, 1992.

WILLMS, J. D.; RAUDENBUSH, S. W. A Longitudinal Hierarchical Linear Model for Estimating School Effects and Their Stability. *Journal of Educational Measurement*, v. 26, n. 3, p. 209–232, 1 out. 1989. Acesso em: 7 jan. 2015.

WILSON, W. J. *When Work Disappears : The World of the New Urban Poor*. 1st edition ed. New York: Vintage, 1997.

WU, M. Plausible values. *Rasch Measurement Transactions* 18: 976-978, 2004.

XU, X.; VILLAFANE, S. M.; LEWIS, J. E. College students' attitudes toward chemistry, conceptual knowledge and achievement: Structural equation model analysis. **Chemistry Education Research and Practice**, 2013. v. 14, n. 2, p. 188–200.

ZINNY, G. S. Latin America Education Needs Innovation. Latinex, 2014. Disponível em: <<http://latinex.com/app/article.aspx?id=1478>>.

## APÊNDICE

Tabela 17: Resultados do pareamento ótimo: estrutura dos estratos

Esquema de <i>matching</i>	Estrutura do estrato																												
	Razão entre “Tratamento: Controle” (número conjuntos pareados)																												
	Pública								Privada																				
Pareamento completo	6:1	5:1	4:1	3:1	2:1	1:1	1:2	8:1	7:1	6:1	5:1	4:1	3:1	2:1		126	58	44	18	10	5	2	134	42	17	12	3	1	2
	1	5	17	43	129	797	213	1	1	1	2	7	14	36		1	5	17	43	129	797	213	1	1	1	2	7	14	36
	1:3	1:4	1:5	1:6	1:7	1:8	1:9	1:1	1:2	1:3	1:4	1:5	1:7	1:8		126	58	44	18	10	5	2	134	42	17	12	3	1	2
				1:12	1:16														1	1									
“Variable matching 1” (mín. 1, máx. 4)			1:1	1:2	1:3	1:4												1381	148	93	139								
“Variable matching 2” (Equação de Hansen)			2:1	1:1	1:2	1:3												255	641	214	396								
Pareamento por pares			1:1	0:1														1761	751										

Elaboração do autor.

## ANEXO

Tabela 18: Domínios de personalidade e suas facetas

<b>Atributo (“Big Five”)</b>	<b>Descrição no dicionário da APA*</b>	<b>Facetas</b>	<b>Atributos relacionados</b>	<b>Atributos de temperamento (infância)</b>
Abertura a experiências (incorpora intelecto)	Tendência a ser aberto a novas experiências estéticas, culturais e intelectuais	Fantasia (imaginativo) Estética (artístico) Sensibilidade (excitável) Ações (interesses amplos) Ideias (curioso) Valores (não convencional)	-	Prazer em atividades de baixa intensidade Curiosidade Sensibilidade sensitiva
Consciência	Tendência a ser organizado, esforçado e responsável	Competência (eficiente) Ordem (organizado) Autonomia (não espera ajuda) Batalha por objetivos Disciplina (não preguiçoso) Deliberação (não impulsivo)	Firmeza de caráter Perseverança Postergar recompensa Controle de impulsos Planejar e batalhar por objetivos Ambição Ética no trabalho	Atenção Concentração Empenho em controlar atitudes Controle de impulsos/ postergação de recompensas Persistência Atividade**
Extroversão	Orientação de interesses e energia em direção ao mundo externo e pessoas e coisas (ao invés do mundo interno da experiência subjetiva)	Acolhimento (amigável) Agregador (sociável) Afirmação (autoconfiante) Atividade (energético) Procurar excitação (aventureiro) Emoções positivas (entusiasmado)	-	Dominância social Vitalidade social Timidez** Atividade** Emotividade positiva Sociabilidade/ afiliação Busca de sensações Irritabilidade**
Cooperatividade	Tendência a agir de modo cooperativo e não egoisticamente	Confiança no próximo (tolerante) Objetividade (direto quando se dirige a alguém) Altruísmo Obedecer (não teimoso) Modéstia Docilidade (simpático)	Empatia Olhar diferentes ângulos dos problemas Cooperação Competitividade	Agressividade Boa vontade, disponibilidade
Estabilidade emocional (neuroticismo)	Previsibilidade e consistência de reações emocionais, sem mudanças bruscas de humor	Ansiedade (preocupado) Hostilidade (irritadiço) Depressão Introspecção (tímido) Impulsividade Vulnerabilidade a estresse (não autoconfiante) Otimismo Psicopatologias (desordens mentais) incluindo depressão e desordens de ansiedade	Locus de controle Autoestima Autoeficácia	Medo (amedrontamento) / inibição comportamental Timidez** Irritabilidade** Frustração Tristeza Dificuldade de se acalmar

Notas: Tabela retirada de Santos (2013). \* Associação Americana de Psicologia. \*\* Podem estar relacionadas a mais de uma dimensão dos “Big Five”.