

# Índice de Motivação Multidimensional e Desempenho Escolar no Brasil

FRANCISCA NAIARA IRES\*  
FRANCISCA ZILANIA MARIANO†  
ALESANDRA DE ARAÚJO BENEVIDES‡

## Sumário

1. Introdução .....	305
2. Metodologia .....	307
3. Resultados .....	312
4. Conclusões .....	321

## Palavras-chave

Índice de motivação multidimensional, desempenho escolar, PISA

## JEL Codes

A21, C21, I21

## Resumo · Abstract

Este trabalho pretende criar um Índice de Motivação Multidimensional (IMM) a partir dos dados do PISA 2015, verificar o efeito deste sobre o desempenho escolar e identificar qual das dimensões possui maior impacto na redução do diferencial de notas entre os alunos com melhores e piores condições socioeconômicas. A partir das metodologias de *Fuzzy Sets*, Balanceamento por Entropia e a decomposição de Oaxaca-Blinder, observou-se que, tanto o IMM como os índices motivacionais dos alunos e professores foram positivos e significativos em relação à proficiência. Ademais, a diferença nas notas entre os grupos reduziu ao ponderar pelo IMM ou pelas dimensões.

## 1. Introdução

O sucesso de um indivíduo na universidade e, conseqüentemente, no mercado de trabalho, é determinado em grande parte pelo desempenho obtido por este ao longo de sua trajetória escolar obrigatória e, dessa forma, faz-se necessário compreender quais fatores influenciariam no rendimento do aluno durante esse período (Mcintosh, 2008). Na literatura, diversos trabalhos procuraram investigar os fatores que afetariam o desempenho escolar (Guimarães & Boruchovitch, 2004; Genari, 2006; Boruchovitch, 2009; Cerezo, Casanova, de la Torre, & de la Villa Carpio, 2011; Martinelli, 2014; Fryer, Levitt, & List, 2015; Alves & Candido, 2017; Dorn et

\*Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós-Graduação em Economia (UFC/CAEN). Av. da Universidade, 2.762, Benfica, Fortaleza, CE, CEP 60020-181, Brasil. ☎ 0000-0002-8741-0699

†Universidade Federal do Ceará (UFC/Sobral). Rua Coronel Estanislau Frota, s/n, Bloco I, Campus Sobral – Mucambinho, Centro, Sobral, CE, CEP 62010-560, Brasil. ☎ 0000-0002-1282-8812

‡Universidade Federal do Ceará (UFC/Sobral). Rua Coronel Estanislau Frota, s/n, Bloco I, Campus Sobral – Mucambinho, Centro, Sobral, CE, CEP 62010-560, Brasil. ☎ 0000-0001-7354-5632

✉ nayara.ires011@gmail.com ✉ zilania@ufc.br ✉ alesandra@ufc.br

al., 2017), identificando que as orientações motivacionais do aluno, o envolvimento dos pais no processo de aprendizagem dos filhos e as atitudes dos professores em sala de aula são variáveis capazes de determinar o sucesso ou insucesso acadêmico.

De acordo com os resultados divulgados no relatório da consultoria Mckinsey, que trata sobre os fatores que influenciam o sucesso escolar na América Latina, com base nos dados do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) para o ano de 2015, verificou-se que a pontuação dos estudantes da América Latina no exame era mais influenciada por fatores ligados à atitude (30%) do que por variáveis relacionadas ao contexto familiar e demográfico (16%).

Ademais, o estudo constatou que os alunos latino-americanos considerados bem motivados obtiveram notas 14% (ou 55 pontos) mais altas no exame de ciências do que aqueles cuja motivação estava baixa, e essa relação se manteve mesmo após controlar a condição socioeconômica, a localização e o tipo de escola.

Diante disso, mostra-se relevante analisar quais variáveis exercem influência na determinação do rendimento do aluno, posto que uma educação de qualidade também se associa com a capacidade do estudante de dominar conteúdos específicos. Soares (2004) atesta que os fatores que determinam o desempenho cognitivo do aluno podem ser de três tipos: aqueles relacionados à família, os associados à estrutura escolar e àqueles referentes ao próprio aluno.

Na literatura brasileira, alguns autores tratam da relação existente entre o desempenho dos alunos e suas orientações motivacionais (Tapia, 1999; Neves & Boruchovitch, 2004; Genari, 2006; Jesus, 2011; Martinelli, 2014; Requia, 2015), evidenciando na maioria dos casos, que o rendimento escolar apresenta uma correlação positiva com a motivação intrínseca e negativa com a motivação extrínseca.

No que se refere ao contexto familiar, aspectos como a renda, o grau de envolvimento parental na educação dos filhos ou mesmo a forma como é composta a família (por uma única mãe, único pai ou por ambos), são capazes de afetar competências cognitivas e não-cognitivas. Mcintosh (2008) demonstra que o envolvimento parental exerce maior influência sobre os resultados acadêmicos do que fatores relacionados aos critérios socioeconômicos e ao nível de escolaridade dos pais.

Diversos autores demonstraram em seus estudos que o envolvimento parental contribui consideravelmente, e de vários modos, para melhorar os resultados referentes ao sucesso escolar e à aprendizagem dos estudantes (Mcintosh, 2008; Cerezo et al., 2011; Fryer et al., 2015), e estes achados permaneceram razoavelmente consistentes ao longo dos anos, ainda que mudanças significativas tenham sido observadas no âmbito familiar.

Ademais, as orientações motivacionais dos estudantes também são influenciadas pelas ações dos professores, pois, de acordo com Guimarães e Boruchovitch (2004), o estilo motivacional do professor apresenta-se como um importante constructo educacional pelo impacto que exerce sobre o desenvolvimento motivacional dos alunos. Estudos tratam da relação professor-aluno como elemento capaz de

criar condições motivadoras na sala de aula (Griffing, 2006; Cavalcante & Santos, 2013; Jasmi & Hin, 2014), evidenciando que a natureza e a qualidade das relações desenvolvidas entre os professores e seus alunos desempenham um papel crucial no envolvimento e na motivação para aprender.

Diante disso, este trabalho busca contribuir com a literatura ao criar um Índice de Motivação Multidimensional (IMM), considerando três dimensões: a motivação dos alunos, dos pais e dos professores. Assim, este trabalho tem por objetivo verificar o efeito deste sobre o desempenho escolar. Além disso, pretende-se identificar qual destas dimensões possui maior impacto sobre a redução do diferencial de notas entre os alunos pertencentes aos quantis mais e menos elevados de renda. Para tanto, serão utilizados os dados do PISA 2015 e aplicados os métodos dos conjuntos difusos (*Fuzzy Sets*), Decomposição de Oaxaca–Blinder (OB) e Balanceamento por Entropia.

Em sequência, este trabalho está organizado da seguinte forma: abordagem metodológica e as informações sobre a base de dados; resultados e conclusões.

## 2. Metodologia

### 2.1 Índice de Motivação Multidimensional (IMM)

Tendo como base a abordagem descrita por Gómez, Galvis-Aponte, e Royuela (2015), para construção do IMM foi aplicado o método de conjuntos difusos (*Fuzzy Sets*), considerando três dimensões motivacionais: dos alunos, dos pais e dos professores. Esse método permite avaliar o grau de associação dos indivíduos a um conjunto através de funções de associação, e tem como vantagem a fácil interpretação dos pesos finais.

Para a abordagem matemática, seguiu-se a definição descrita por Lelli (2001) *apud* Gómez et al. (2015). Seja  $X$  o universo composto por indivíduos designados como  $x_i$ , com  $i = 1, \dots, n$ , e que possuem um vetor de  $j$  características de tal modo que  $j = 1, \dots, T$ . Ademais, seja  $A$  um subconjunto difuso de  $X$ , de tal forma que se  $x_i \in A$  o indivíduo  $i$  não sofre privação de qualquer atributo, caso contrário, ele sofrerá. Caso o grau de pertencimento de  $x_i$  a  $A$  seja expresso por uma função  $\mu_A \in [0, 1]$ , então pode-se dizer que  $A$  será um subconjunto difuso. A função  $\mu_A$  que define o grau de pertinência pode ser assim descrita:

$$\mu_A(x_{ij}) = 0, \text{ caso o indivíduo não pertença ao subconjunto } A;$$

$$\mu_A(x_{ij}) \in (0; 1), \text{ caso o indivíduo pertença parcialmente ao subconjunto } A;$$

$$\mu_A(x_{ij}) = 1, \text{ caso o indivíduo pertença totalmente ao subconjunto } A;$$

onde  $\mu_A(x_{ij})$  é uma medida individual específica para o vetor  $j$ . Lelli (2001) recomenda o uso da função de distribuição acumulada, visto que ela evitaria

definições arbitrárias de limiares na determinação da filiação. De acordo com a proposta de Cheli e Lemmi (1995) apud Gómez et al. (2015), a função  $\mu_A$  seria dada por

$$\mu_A(x_{ij}) = \mu_A(x_j^{(k)}) = \begin{cases} 0, & \text{se } x_{ij} = x_j^k; k = 1 \\ \mu_A(x_j^{k-1}) + \frac{F(x_j^k) - F(x_j^{k-1})}{1 - F(x_j^1)}, & \text{se } x_{ij} = x_j^k; k > 1 \\ 1, & \text{se } x_{ij} = x_j^k; k = K \end{cases} \quad (1)$$

onde  $k = 1, \dots, K$  representa cada uma das categorias da variável  $j$  que descreve o risco de privação, sendo  $K$  o menor risco (ou seja, a melhor situação em relação à variável  $j$ ). A distribuição cumulativa da variável  $j$  é dada por  $F(x_j)$ , classificada de acordo com  $k$ . Uma vez que se obtém as funções que medem o grau de pertinência, é possível calcular o IMM como a média ponderada destas, a partir da seguinte equação:

$$IMM_i = 100 \times \frac{\sum_{j=1}^T \mu_A(x_{ij}) W_j}{\sum_{j=1}^T W_j}, \quad (2)$$

sendo  $T$  as dimensões totais e  $W_j$  sua respectiva ponderação, que pode ser calculada da seguinte forma:

$$W_j = \ln \left[ \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_A(x_{ij})} \right]. \quad (3)$$

Por fim,  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_A(x_{ij})$  descreve a proporção de indivíduos  $i$  com certo grau de motivação em relação à variável  $j$ . A vantagem de se empregar o método de conjuntos difusos consiste na possibilidade de se levar em consideração as características do ambiente no qual os alunos, pais e professores estão inseridos, visto que o grau de pertinência leva em conta a distribuição cumulativa de todas as dimensões e as pondera de acordo com a frequência do mais alto nível de privação:  $1 - F(x_j^1)$ . Ademais, esta metodologia permite a decomposição do índice em diferentes dimensões de acordo com o interesse do pesquisador, além de que, segundo Gómez et al. (2015), não requer o uso de pesos subjetivos, uma vez que estes dependem da distribuição de frequência de cada atributo.

Para a criação do Índice de Motivação Multidimensional, assim como para a análise do diferencial de notas entre os alunos pertencentes aos quantis mais e menos elevados de renda, utilizou-se as bases de dados do Estudante e da Escola, disponíveis nos microdados do PISA 2015. As variáveis utilizadas na construção do IMM estão descritas no Quadro 1.

## 2.2 Decomposição de Oaxaca-Blinder (OB) e Balanceamento por Entropia

Visando verificar o efeito do IMM e de suas dimensões sobre o diferencial de rendimento escolar entre alunos com condições socioeconômicas distintas, optou-se

**Quadro 1.** Variáveis utilizadas na construção do Índice de Motivação Multidimensional.

Variáveis	Descrição	Dimensão
<i>"Até que ponto você discorda ou concorda com as seguintes afirmações sobre você mesmo?"</i> (Discordo plenamente; Discordo; Concordo; Concordo plenamente)		
ST118Q02	— Eu me preocupo se tirarei notas baixas na escola.	Aluno
ST119Q01	— Eu quero notas altas na maioria ou em todas as minhas matérias.	
ST119Q02	— Eu quero poder escolher entre as melhores oportunidades disponíveis quando eu me formar.	
ST119Q04	— Eu me vejo como uma pessoa ambiciosa.	
<i>"Pensando neste ano letivo: até que ponto você discorda ou concorda com as seguintes afirmações?"</i> (Discordo plenamente; Discordo; Concordo; Concordo plenamente)		
ST123Q01	— Meus pais estão interessados nas minhas atividades escolares.	Pais
ST123Q02	— Meus pais apoiam meus esforços e realizações educacionais.	
<i>"Com que frequência essas coisas acontecem em suas aulas da matéria de Ciências?"</i> (Nunca ou quase nunca; Em algumas aulas; Na maioria das aulas; Em todas as aulas)		
ST103Q01	— O professor explica ideias científicas	Professor
ST104Q02	— O professor me dá um feedback do meu desempenho nessa matéria de Ciências.	
ST107Q01	— O professor adapta a aula de acordo com a necessidade e o conhecimento da turma.	
ST107Q02	— O professor dá ajuda individual quando um aluno tem dificuldades para entender um tópico ou tarefa.	
ST107Q03	— O professor muda a estrutura da aula em um tópico em que a maioria dos alunos encontram dificuldade de entender.	

por dividir a amostra em dois grupos, a partir da variável  $D\_CSE$ , em que, o primeiro refere-se aos 25% mais pobres e o segundo é composto pelos alunos pertencentes aos 25% mais ricos. Para tanto, será aplicado o método de decomposição de [Oaxaca \(1973\)](#) e [Blinder \(1973\)](#), o qual calcula o diferencial entre os dois grupos e os decompõe em características observáveis e não observáveis. A decomposição de  $OB^1$  para os dois grupos de estudantes pode ser assim descrita:

$$D_u - D_r = [\hat{\beta}_u(X_u - X_r)] - [X_r(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_r)]. \quad (4)$$

A equação (4) pode ser decomposta em dois termos: o primeiro,  $[\hat{\beta}_u(X_u - X_r)]$ , representa o componente “explicado” da equação, e recebe o nome de **efeito característica**. O segundo componente,  $[X_r(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_r)]$ , diz respeito à parte “não-explicada” da equação e é denominado **efeito estrutural**.

Após a estimação do efeito do IMM e de suas dimensões sobre o diferencial de notas entre os alunos de condições socioeconômicas distintas, optou-se por verificar como as diferenças no rendimento escolar seria alterada caso os dois grupos possuíssem a mesma distribuição do Índice de Motivação Multidimensional e das dimensões. Para tanto, utilizou-se o método de Balanceamento por Entropia desenvolvido por [Hainmueller \(2012\)](#), o qual permite a ponderação de um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis observadas são reponderadas de modo a satisfazer um conjunto de circunstâncias especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro, segundo, e possivelmente maiores momentos das distribuições de covariáveis. Dessa forma, o método garante que o equilíbrio covariável melhora em todos os momentos incluídos na reponderação.

Conforme relata [Hainmueller \(2012\)](#), os pesos obtidos por entropia podem ser combinados facilmente com qualquer outro método padrão que o pesquisador tenha interesse em utilizar para modelar os resultados nos dados pré-processados. Ademais, ele pode ser combinado com qualquer outra técnica de pareamento, desde que esta permita que pesos sejam utilizados. Dessa forma, como a metodologia de decomposição [Oaxaca \(1973\)](#) e [Blinder \(1973\)](#) — OB permite o uso de pesos, tem-se que os dois métodos podem ser combinados.

### 2.3 Descrição das variáveis do modelo

Para compor a avaliação do efeito do IMM e das dimensões sobre a proficiência dos alunos no PISA 2015 serão considerados os indicadores relacionados aos insumos escolares e às características socioeconômicas dos alunos, além de informações sobre aspectos geográficos, pessoais e educacionais dos estudantes, presentes no [Quadro 2](#).

A variável dependente considerada neste estudo foi a proficiência dos estudantes em ciências, visto que esta foi a área enfatizada pelo PISA 2015. A escala de desempenho do exame em ciências se divide em sete níveis de proficiência, sendo o

<sup>1</sup>Seguindo os procedimentos de [Jann \(2008\)](#).

**Quadro 2.** Descrição das variáveis do modelo.

Variáveis	Descrição
<b>Dependente</b>	
<i>PROF_CIENC</i>	Proficiência em Ciências.
<b>Família</b>	
<i>ESCS</i>	Índice de status econômico, social e cultural.
<b>Características do aluno</b>	
<i>REPEAT</i>	Dummy que indica: (1) se o aluno repetiu; (0) caso contrário.
<i>D_EXPEC</i>	(1) se o aluno tem expectativa de formação em níveis superiores ao Ensino Médio; (0) caso contrário.
<i>D_SEXO</i>	(1) se o aluno é do sexo masculino; (0) caso contrário.
<b>Características geográficas</b>	
<i>D_NORDEST</i>	(1) se o aluno é do Nordeste; (0) caso contrário.
<i>D_CEN_OEST</i>	(1) se o aluno é do Centro-Oeste; (0) caso contrário.
<i>D_SUDEST</i>	(1) se o aluno é do Sudeste; (0) caso contrário.
<i>D_SUL</i>	(1) se o aluno é do Sul; (0) caso contrário.
<i>URB_RURAL</i>	Dummy que indica (1) se a escola pertence à zona urbana; (0) se pertence à zona rural.
<b>Escola</b>	
<i>PUB_PRIV</i>	Dummy que indica (1) se a escola é pública; (0) se é privada.
<i>SCIERES</i>	Índice de disponibilidade de recurso de ciências.
<i>SCHAUT</i>	Índice de autonomia da escola.
<i>PROATSAM</i>	Percentual de professores que possuem Mestrado.
<i>DISCLISCI</i>	Índice que mede com base na percepção dos alunos o clima disciplinar nas aulas de ciências.
<b>Efeito dos pares</b>	
<i>REPEAT_MEDIO</i>	Proporção de alunos repetentes na escola.
<i>ESCS_MEDIO</i>	Média do Índice de status econômico, social e cultural por escola.
<b>Índices motivacionais</b>	
<i>IMM</i>	Índice de Motivação Multidimensional, criado com base nas dimensões: pais, professores e alunos.
<i>IND_ALUNO</i>	Índice de motivação do aluno.
<i>IND_PAIS</i>	Índice de motivação dos pais.
<i>IND_PROF</i>	Índice de motivação dos professores.
<i>D_CSE</i>	Dummy sobre a condição socioeconômica dos alunos que atribui o valor (1), se o aluno pertencer ao grupo dos mais ricos, e (0), caso ele seja do grupo dos mais pobres.

nível 1 desagregado em 1a e 1b, em que, este último engloba as tarefas mais fáceis da avaliação e reflete as habilidades dos alunos que estão abaixo do nível 1a, ou seja, seria o mais baixo nível de proficiência.

Em relação a descrição de cada nível na escala de ciências, pode-se mencionar que o aluno obtém o nível 1b, que é o mais simples, caso tenha desempenho até 261 pontos, enquanto que o nível 1a estaria compreendido entre 261 e 335 pontos. O nível 2 em ciências considera o aluno com desempenho entre 335 e 410. Para o caso dos níveis 3, 4 e 5, enquadram-se os estudantes com desempenhos entre 410 e 484 pontos, 484 e 559 pontos, e entre 559 e 633 pontos, respectivamente. O nível 6 inclui alunos com valores de proficiência relativamente altos, entre 633 e 708 pontos, e, portanto, seria o nível mais avançado da escala.

### 3. Resultados

#### 3.1 Análise Descritiva

A Tabela 1 traz a média e o desvio-padrão das variáveis de resultados e de controles relacionadas aos estudantes avaliados no PISA 2015. Nota-se que ao considerar toda a amostra deste estudo, os estudantes analisados obtiveram uma média em ciências de, aproximadamente, 433,8 pontos, média superior a alcançada pelo conjunto de todos os alunos brasileiros que realizaram o exame, de 401 pontos, segundo dados disponíveis no relatório do PISA disponibilizado pelo INEP. Contudo, essa diferença na nota média é explicada principalmente por causa das perdas amostrais já mencionadas anteriormente.

Ao considerar a amostra dividida em dois grupos segundo os níveis de renda, observa-se que a média em ciências dos estudantes pertencentes ao quantil mais elevado é superior a dos alunos que se encontram no quantil menos elevado de renda, aproximadamente 88,67 pontos. Ademais, para estes grupos, os estudantes considerados como socioeconomicamente favorecidos alcançaram uma média do índice de status econômico, social e cultural (ESCS) equivalente a 0,79, enquanto que para os menos favorecidos este valor foi de -2,25. Para o caso da amostra completa, observa-se uma média do indicador ESCS de aproximadamente -0,74.

Em relação ao Índice de Motivação Multidimensional, verifica-se uma vantagem de 9,26 pontos<sup>2</sup> em favor do grupo socioeconomicamente favorecido, indicando que a motivação dos alunos pertencentes a este grupo é mais afetada por aspectos relacionados aos pais, professores e a eles mesmos. Para os índices desagregados por dimensão, constata-se, por exemplo, que o grupo 2 obtém vantagem em todas as dimensões analisadas: no caso do índice de motivação do aluno, tem-se uma

---

<sup>2</sup>O IMM varia numa escala de 0 a 100.

**Tabela 1.** Estatística descritiva das variáveis da amostra.

Variáveis	Amostra completa do estudo *		Quantil menos elevado de renda (Grupo 1) *		Quantil mais elevado de renda (Grupo 2) *	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
PROF_CIÊNC	433,7852	87,1854	394,7681	73,2486	483,4431	88,8034
ESCS	-0,7367	1,1798	-2,2568	0,5210	0,7959	0,3873
ESCS_MED	-0,8025	0,7748	-1,3692	0,4932	-0,1107	0,8011
REPEAT	0,2736	0,5367	0,3476	0,5883	0,1970	0,4450
REPEAT_MED	0,6087	0,7199	0,7063	0,7865	0,4464	0,6205
D_EXPEC	0,7477	0,4343	0,5916	0,4916	0,8969	0,3028
D_SEXO	0,4705	0,4991	0,4139	0,4926	0,5071	0,5000
D_NORDEST	0,3003	0,4584	0,4006	0,4901	0,2555	0,4362
D_CEN_OEST	0,1492	0,3563	0,1269	0,3329	0,1666	0,3727
D_SUL	0,1263	0,3323	0,1043	0,3057	0,1247	0,3304
D_SUDEST	0,2464	0,4309	0,2069	0,4052	0,2400	0,4272
URB_RURAL	0,9732	0,1613	0,9464	0,2251	0,9900	0,0991
PUB_PRIV	0,7867	0,4096	0,9646	0,1846	0,4806	0,4997
SCHAUT	0,5661	0,2629	0,4955	0,1945	0,7234	0,2900
SCIRES	3,2311	2,5103	2,5314	2,1466	4,2593	2,7120
PROATSAM	7,8021	26,5559	7,8028	26,6005	6,5358	24,4109
DISCLISCI	-0,1783	0,4343	-0,2481	0,9790	-0,0494	0,9374
IMM	58,9446	16,6600	54,6375	16,0863	63,8980	16,2477
IND_ALUNO	67,0921	20,4890	61,3907	19,9306	73,4337	19,5848
IND_PAIS	73,1098	27,6161	68,6516	27,8784	78,3946	26,3043
IND_PROF	51,9446	23,0630	48,6745	22,5419	56,5301	22,9908

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do PISA 2015.

Nota: \*A amostra completa deste estudo possuía um total de 7.255 observações, enquanto que a amostra selecionada para os grupos 1 e 2, segundo os níveis de renda, contava com 3.624 indivíduos.

média de 61,39 e 73,43 para os grupos 1 e 2, respectivamente, sendo que valores mais próximos de 100 indicam uma melhor motivação.

A respeito do índice de motivação dos pais, nota-se uma vantagem de 9,74 pontos em favor do grupo 2, demonstrando que os alunos com melhores condições socioeconômicas são os que experimentam uma maior motivação advinda do contexto familiar. Para o índice de motivação dos professores, novamente o grupo 2 apresentou vantagem em relação ao grupo 1, cerca de 7,86 pontos.

### 3.2 Resultados Econométricos

Com o intuito de verificar a relação existente entre a proficiência dos alunos e as variáveis descritas no [Quadro 2](#) estimou-se duas regressões: a primeira, definida como Modelo 1, e que considera além de outras variáveis, o IMM, e uma segunda, que traz as variáveis motivacionais desagregadas por dimensão, a qual denominou-se de Modelo 2, cujos resultados estão descritos na [Tabela 2](#).

**Tabela 2.** Resultados da estimação da amostra total para os modelos 1 e 2.

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
<i>IMM</i>	0,4703	0,000	–	–
<i>IND_ALUNO</i>	–	–	0,5475	0,000
<i>IND_PAIS</i>	–	–	–0,0393	0,218
<i>IND_PROF</i>	–	–	0,1444	0,000
<i>ESCS</i>	7,9440	0,000	7,3973	0,000
<i>ESCS_MED</i>	34,0270	0,000	32,6112	0,000
<i>REPEAT</i>	–31,7670	0,000	–30,9926	0,000
<i>REPEAT_MED</i>	–7,2345	0,000	–7,3296	0,000
<i>D_NORDEST</i>	12,5310	0,000	12,9335	0,000
<i>D_CEN_OEST</i>	20,6044	0,000	19,6271	0,000
<i>D_SUDEST</i>	18,79	0,000	18,1204	0,000
<i>D_SUL</i>	24,9345	0,000	23,5607	0,000
<i>SCIERES</i>	2,5559	0,000	2,5482	0,000
<i>SCHAUT</i>	30,0277	0,000	31,4471	0,000
<i>PROATSAM</i>	–0,0030	0,924	–0,0026	0,933
<i>URB_RURAL</i>	6,5765	0,169	6,9985	0,137
<i>PUB_PRIV</i>	7,0801	0,079	6,4532	0,108
<i>D_SEXO</i>	14,1684	0,000	14,9116	0,000
<i>D_EXPEC</i>	41,0819	0,000	–	–
Constante	393,9332	0,000	377,8134	0,000

Pode-se verificar que a maioria das variáveis utilizadas em ambos os modelos foram significativas ao nível de 1%. Em relação ao Modelo 1, o  $R^2$  ajustado encontrado foi de 0,3372, demonstrando que aproximadamente 33,72% das variações observadas na proficiência são explicadas pelas variações nas variáveis independentes.

A variável *IMM*, que representa a motivação multidimensional, apresentou um coeficiente positivo, indicando que um aumento médio de uma unidade deste índice acarretaria em um aumento médio de 0,4703 pontos na proficiência dos alunos em ciências. Contudo, este aumento não é suficiente para colocar os estudantes brasileiros em um nível mais elevado na escala de proficiência do PISA, de modo que eles permanecem no nível 3 — entre 410 e 484 pontos.

Quanto ao Modelo 2, encontrou-se um  $R^2$  ajustado de 0,3467, o que indica que cerca de 34,67% das variações observadas na nota média em ciências são explicadas pelas variações nas variáveis independentes. As variáveis que representam a proporção de professores com mestrado, bem como a localização e tipo de escola, mostraram-se insignificantes.

Ademais, observa-se ainda que o índice de motivação dos pais apresentou um efeito oposto ao esperado, o que pode ser atribuído, por exemplo, ao fato da amostra do PISA compreender estudantes com idades entre 15 e 16 anos, estando,

pois, na fase da adolescência, onde os relacionamentos entre pais e filhos tendem a ser conflituosos. No entanto, este índice também não foi significativo para a amostra testada.

Em relação ao índice de motivação do aluno, percebe-se que este se mostrou positivamente relacionado com a proficiência, conforme esperado. Neste caso, o efeito médio na nota dos alunos foi de 0,5475 pontos para uma variação de uma unidade deste indicador. Este resultado está de acordo com a maioria dos achados da literatura, e vai ao encontro dos divulgados no relatório da McKinsey sobre fatores que influenciam o sucesso escolar na América Latina, onde verificou-se que os alunos latino-americanos considerados bem motivados obtiveram notas 14% (ou 55 pontos) mais altas no exame de ciências do PISA do que aqueles cuja motivação estava baixa, e essa relação se manteve mesmo após controlar a condição socioeconômica, a localização e o tipo de escola.

Para o caso do índice de motivação dos professores, o efeito na nota também é positivo, embora menor do que o alcançado pelo índice de motivação dos alunos, provocando um aumento médio de 0,1444 pontos na proficiência do aluno para cada variação de uma unidade deste índice. Isto significa que os alunos que se sentem mais motivados por seus professores no processo de ensino-aprendizagem tendem a apresentar melhores rendimentos acadêmicos. Varga (2017), em seu estudo sobre o efeito da relação professor-aluno no engajamento acadêmico dos estudantes, concluiu que a construção de relacionamentos positivos entre professores e alunos contribuem para a melhora do engajamento e da motivação dos estudantes na aula, e, portanto, para um melhor desempenho escolar.

A variável *ESCS* e a sua média mostraram-se positivamente relacionadas com o desempenho dos alunos nos dois modelos. Dessa forma, para o indicador *ESCS*, uma variação de uma unidade deste índice produz um aumento médio na proficiência de cerca de 7,94 e 7,39 pontos nos modelos 1 e 2, respectivamente.

### 3.2.1 Diferencial de Desempenho Escolar entre Alunos Pertencentes aos Quantis mais e menos Elevados de Renda

**Decomposição de Oaxaca e Blinder sem Ponderação** A Tabela 3 apresenta a decomposição do rendimento escolar em Ciências entre os dois grupos (alunos com melhores e piores condições socioeconômicas), para os modelos 1 e 2.<sup>3</sup> Inicialmente, realizou-se a decomposição sem ponderação, ou seja, sem levar em conta o peso gerado pelo Balanceamento por Entropia, e, portanto, sem considerar que os alunos possuem uma distribuição similar do IMM e das dimensões.

Verifica-se, a partir dos resultados presentes na Tabela 3, que o diferencial de desempenho entre os alunos com melhores e piores condições socioeconômicas em

---

<sup>3</sup>O Modelo 1 considera a variável Índice de Motivação Multidimensional (IMM) na sua amostra, enquanto que o Modelo 2 considera os índices de motivação desagregados por dimensão (*IND\_ALUNOS*, *IND\_PAIS* e *IND\_PROF*).

**Tabela 3.** Decomposição de Oaxaca–Blinder do diferencial de desempenho em Ciências antes do Balanceamento por Entropia (Modelos 1 e 2).

	CIÊNCIAS			
	Modelo 1		Modelo 2	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
Quantil menos elevado de renda (1)	394,7682	0,000	394,7682	0,000
Quantil mais elevado de renda (2)	483,4431	0,000	483,4431	0,000
Diferença total (1 – 2)	–88,6749	0,000	–88,6749	0,000
Diferença explicada	–62,3963	0,000	–64,0889	0,000
Diferença não explicada	–26,2785	0,007	–24,5859	0,014
<i>Diferença explicada*</i>				
IMM	–2,4622	0,008	–	–
IND_ALUNO	–	–	–4,8756	0,000
IND_PAIS	–	–	0,0675	0,960
IND_PROF	–	–	–1,2816	0,026
<i>Diferença não explicada*</i>				
IMM	–1,8898	0,842	–	–
IND_ALUNO	–	–	–2,7538	0,768
IND_PAIS	–	–	6,6118	0,364
IND_PROF	–	–	0,7245	0,904

Nota: \*As demais variáveis de controle foram adicionadas, mas foram omitidas da tabela, uma vez que não fazem parte do objetivo deste trabalho.

ciências é estatisticamente significativa a 1% e desfavorável aos alunos com piores condições socioeconômicas para os dois modelos. O diferencial total de rendimento, obtido pela subtração do coeficiente do grupo 1 menos o do grupo 2, foi negativo, e demonstra que os alunos com piores condições socioeconômicas obtêm uma nota menor em ciências de –88,6749 pontos quando comparados aos alunos do outro grupo, estando assim em desvantagem.

Ademais, observa-se que a maior parte do diferencial é explicada pelas características observáveis do modelo, ou seja, pela parte explicada, que é responsável por cerca de 70,36% e 72,3%<sup>4</sup> do diferencial total, enquanto que a parte não explicada corresponde a aproximadamente 29,63% e 27,7% nos modelos 1 e 2, respectivamente.

Constata-se ainda que os dois grupos não estão no mesmo nível na escala de proficiência em nenhum dos modelos. Enquanto que os alunos do grupo dos socioeconomicamente favorecidos se encontram no nível 3 desta escala — entre 410 e 484 pontos —, os alunos do grupo menos favorecido alcançam o nível 2 — entre 335 e 410 pontos.

<sup>4</sup>(Diferença explicada/Diferença total) × 100 ou (Diferença não explicada/Diferença total) × 100.

Neste caso, de acordo com as competências exigidas em cada nível da escala de ciências do PISA, os alunos do grupo 1 não seriam capazes de recorrer ao conhecimento de conteúdos de complexidade moderada para identificar ou elaborar explicações de fenômenos científicos conhecidos,<sup>5</sup> por exemplo.

Ademais, pode-se supor que caso as características que produzem este diferencial de notas entre os grupos fossem controladas, de modo que se conseguisse reduzir a diferença total para pelo menos cerca de  $-64,0779$  pontos, isso equivaleria ao quartil socioeconômico mais baixo saltar para o nível 3 na escala de proficiência.

Em relação ao detalhamento da diferença explicada, percebe-se, por exemplo, que no Modelo 1, o IMM reduz o diferencial de desempenho entre os dois grupos, ou seja, um aumento (redução) da motivação dos pais, alunos e professores conjuntamente reduz (aumenta) o diferencial de notas entre os alunos com melhores e piores condições socioeconômicas.

Em relação às dimensões no Modelo 2 (*IND\_ALUNO*, *IND\_PAIS* e *IND\_PROF*), nota-se, por exemplo, que o índice de motivação dos alunos (*IND\_ALUNO*) e dos professores (*IND\_PROF*) foram significativos ao nível de 1% e 5%, respectivamente, e ambas se mostraram redutoras do diferencial de notas, o que não ocorre para o índice de motivação dos pais (*IND\_PAIS*). No entanto, considerando a amostra testada neste estudo, o efeito exercido pela motivação dos pais no diferencial de notas foi insignificante.

**Decomposição de Oaxaca–Blinder com Ponderação** Com o intuito de equilibrar as características entre os dois grupos, realizou-se o balanceamento por entropia, utilizando, neste primeiro momento, a covariável *IMM*, partindo do pressuposto que existe uma relação direta entre a motivação conjunta dos pais, alunos e professores na proficiência dos estudantes. Para tanto, utilizou-se a variável binária de tratamento para os alunos pertencentes ao quantil mais elevado de renda (tratados) e os do quantil menos elevado (controle).

Todavia, cabe ressaltar que a amostra testada no balanceamento entre os dois grupos equivale a um total de 3.624 observações, uma vez que foi necessário identificar somente os 25% dos estudantes com maiores valores do índice de status econômico, social e cultural, e, portanto, considerados como socioeconomicamente favorecidos, e os 25% com os níveis mais baixos deste indicador, constituindo o grupo dos menos favorecidos.

A Tabela 4 mostra as medidas de desequilíbrios da média, variância e assimetria antes de realizar o pareamento e após realizar o equilíbrio da variável *IMM* pelo balanceamento por entropia. Dessa forma, é possível encontrar a diferença no rendimento que é devido ao efeito do Índice de Motivação Multidimensional.

Nota-se que os grupos não se encontravam adequadamente balanceados antes do equilíbrio, visto que a média, variância e assimetria eram diferentes entre eles,

---

<sup>5</sup>Maiores informações sobre as competências de cada nível da escala de ciências do PISA podem ser encontradas em <http://portal.inep.gov.br/pisa-no-brasil>

**Tabela 4.** Condições de momentos da variável IMM antes e após o balanceamento por entropia.

Variável	Tratados			Controles		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
<i>Antes do balanceamento</i>						
IMM	63,9	264	-0,1783	54,64	258,8	0,0136
<i>Depois do Balanceamento</i>						
IMM	63,9	264	-0,1783	63,9	264	-0,1783

e após o balanceamento, houve o ajustamento dessas estatísticas para a variável inserida. O objetivo do pareamento por entropia é justamente encontrar pesos que minimizem as diferenças existentes entre os grupos de tratados e controle, levando em conta os três momentos da distribuição.

Observa-se, ainda na [Tabela 4](#), que os alunos com piores condições socioeconômicas (controle) possuíam uma média de motivação multidimensional de 54,64, e após o pareamento, esta média se iguala aos alunos com melhores condições (tratados). Ademais, a variância também sofre alteração antes e após o balanceamento: de 258,8 para 264, igualando-se novamente aos tratados, juntamente com a assimetria, onde o grupo de controle passa de 0,0136 para -0,1783.

Tendo em vista que também se pretende avaliar o efeito no rendimento escolar entre os dois grupos que é devido a motivação desagregada dos alunos e dos professores,<sup>6</sup> aplicou-se novamente o balanceamento por entropia. Neste caso, por exemplo, ao ponderar pela motivação dos alunos, assume-se que os estudantes com melhores e piores condições socioeconômicas possuem o mesmo nível de motivação, ou motivação muito similar. Dessa forma, a diferença de rendimento entre os grupos não pode ser atribuída à diferença observada em seus níveis de motivação.

As medidas de desequilíbrio, antes e após o balanceamento, para essas dimensões, encontram-se descritas nas tabelas 5 e 6, respectivamente. Verificando os resultados obtidos para a dimensão aluno, percebe-se que antes do ajustamento, a média, variância e assimetria entre os grupos dos tratados e controles divergiam entre si. O mesmo ocorre para a dimensão professores, visto que as estatísticas do primeiro, segundo e terceiro momento da distribuição também são diferentes.

Desse modo, conclui-se que os dois grupos não se encontram adequadamente balanceados para nenhuma das covariáveis, fazendo-se necessário, portanto, a aplicação do pareamento por entropia, de modo a tornar a amostra mais homogênea. Após o balanceamento, houve o ajustamento de todas as estatísticas para as duas covariáveis analisadas, conforme os dados das tabelas 5 e 6.

<sup>6</sup>Não se aplicou o balanceamento na dimensão dos pais, pois esta foi insignificante para explicar o diferencial de rendimento entre os dois grupos.

**Tabela 5.** Condições de momentos da dimensão do aluno antes e após o balanceamento por entropia.

Variável	Tratados			Controles		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
<i>Antes do balanceamento</i>						
IND_ALUNO	73,43	383,6	-0,4951	61,39	397,2	0,0377
<i>Depois do Balanceamento</i>						
IND_ALUNO	73,43	383,6	-0,4951	73,43	383,6	-0,4951

**Tabela 6.** Condições de momentos da dimensão do professor antes e após o balanceamento por entropia.

Variável	Tratados			Controles		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
<i>Antes do balanceamento</i>						
IND_PROF	56,53	528,6	-0,2523	48,67	508,1	0,0349
<i>Depois do Balanceamento</i>						
IND_PROF	56,53	528,6	-0,2523	56,53	528,6	-0,2523

Por exemplo, em relação ao índice de motivação apenas dos alunos, nota-se que o grupo de controle possuía uma média de motivação equivalente a 61,39, que salta para 73,43, igualando-se aos tratados. Em relação à variância, antes do pareamento, esta era de 397,2 passando para 383,6 após a entropia, e por fim, a assimetria passa de 0,0377 para -0,4951, mas uma vez igualando-se ao grupo dos tratados. Portanto, percebe-se que os grupos se encontram equilibrados após o balanceamento para as duas covariáveis analisadas.

Uma vez definidos os pesos que tornam a amostra mais homogênea, estimou-se novamente a decomposição de Oaxaca-Blinder em Ciências, desta vez levando em conta os pesos gerados pela entropia para o IMM e para as dimensões dos alunos e dos professores, de modo que agora as comparações são feitas entre alunos com características similares, sobretudo com níveis de motivação semelhantes. Os resultados alcançados pela estimação pós-ponderação encontram-se descritos na Tabela 7.

Ao ponderar pelo IMM, que leva em conta a motivação conjuntamente gerada pelos pais, professores e pelos próprios alunos, o que se busca explicar é se os estudantes com piores condições socioeconômicas, mas com parâmetros de distribuição do IMM semelhantes aos dos alunos com melhores condições, tendem a ter rendimentos escolares mais parecidos com os obtidos por este último grupo.

**Tabela 7.** Decomposição de Oaxaca-Blinder do diferencial de desempenho em Ciências pós ponderação pela motivação multidimensional e desagregada do aluno e do professor.

	CIÊNCIAS					
	Ponderação pelo IMM		Ponderação pelo IND_ALUNO		Ponderação pelo IND_PROF	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
Quantil menos elevado de renda (1)	400,1656	0,000	401,8413	0,000	396,8205	0,000
Quantil mais elevado de renda (2)	483,4431	0,000	483,4431	0,000	483,4431	0,000
Diferença total (1 – 2)	-83,2774	0,000	-81,6017	0,000	-86,6229	0,000
Diferença explicada	-58,0783	0,000	-68,3359	0,000	-59,7543	0,000
Diferença não explicada	-25,1991	0,017	-13,2658	0,270	-26,8683	0,007

Em outras palavras, pretende-se analisar se quando há aumento (redução) na motivação geral, a diferença de rendimento entre os dois grupos de estudantes, considerando suas características pessoais, familiares e escolares, diminuem (aumentam). Do mesmo modo, ao ponderar pela motivação desagregada dos alunos e dos professores, procura-se averiguar se os estudantes são afetados por suas motivações intrínsecas e dos professores, de modo que as desigualdades entre os dois grupos diminuam.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 7, mesmo após o controle das variáveis que exercem o **efeito-motivação**, o diferencial total de desempenho escolar entre os alunos socioeconomicamente favorecidos e os desfavorecidos ainda representa uma desvantagem para o último grupo nas três situações analisadas.

Todavia, esta diferença reduziu-se. Enquanto a diferença total na proficiência era de -88,6749 pontos antes da ponderação, ao levar em consideração, por exemplo, que ambos os grupos possuíam níveis similares de motivação multidimensional, verifica-se que esta diferença reduz cerca de 5,4 pontos. Esta redução é ainda mais significativa quando se considera a ponderação pela motivação do aluno: uma queda de cerca de 7,07 pontos no diferencial de rendimento a favor dos alunos com piores condições socioeconômicas, um resultado particularmente interessante, principalmente quando se considera que as medidas que estimulam a motivação intrínseca dos alunos não costumam ser onerosas.

Considerando agora o peso gerado pelo balanceamento para a variável *IND\_PROF*, nota-se que a motivação dos professores provoca um efeito redutor no diferencial de rendimento, porém menor que aquele alcançado para a ponderação pela motivação geral e dos próprios estudantes. A diferença total na média em ciências entre os dois grupos era de cerca de -88,6749 pontos antes da ponderação (Tabela 5), caindo para um total de -86,6229 pontos quando se considera que os alunos com piores e melhores condições socioeconômicas possuem docentes com níveis de motivação similares, ou seja, quando se o usa o peso gerado pelo balanceamento.

No entanto, mesmo após o controle, por exemplo, da variável que expressa a motivação dos alunos, o diferencial total ainda se mostra desfavorável para os estudantes do quartil inferior de renda, explicitando que embora a motivação intrínseca seja importante na redução da diferença de notas, outras características individuais, familiares e escolares são responsáveis por colocar os alunos menos favorecidos em desvantagem em relação aos seus colegas mais favorecidos socioeconomicamente.

Ademais, vale ressaltar que estas reduções observadas no diferencial de notas nas três situações analisadas não são suficientes para colocar os alunos do grupo menos favorecido socioeconomicamente em um nível mais elevado na escala de proficiência do PISA, de modo que eles permanecem no nível 2. Desse modo, em termos cognitivos, o aluno mais pobre não teria capacidade de distinguir entre questões científicas e não científicas e identificar as evidências que sustentam uma afirmação científica, por exemplo.

Constata-se ainda que a maior parte do diferencial de notas é dado pelas características observáveis explicadas no modelo, e isso se verifica para as três análises. No caso da decomposição de rendimento ponderada pelo IMM, estas características são responsáveis por explicar cerca de 69,7% do diferencial total, enquanto que na decomposição pelos índices do aluno e dos professores, esse percentual equivale a 83,74% e 68,98%, respectivamente.

Dessa forma, de acordo com os resultados descritos nesta subseção, os estudantes do quartil socioeconômico superior ainda manifestam um rendimento escolar mais elevado em comparação aos estudantes do quartil socioeconômico inferior, mesmo após ponderar pelo índice de motivação multidimensional e pelos índices motivacionais dos alunos e professores, explicitando que existem diferenças entre os dois grupos que são devidas às características explicadas e não explicadas no modelo, referente aos aspectos familiares, escolares e próprios de cada aluno.

No entanto, fica evidente que as características socioemocionais são importantes na redução do diferencial de rendimento escolar entre os dois grupos. Ou seja, quando há um aumento (redução) nos fatores que refletem a motivação multidimensional e a motivação desagregada por dimensão (professores e alunos), a desigualdade entre os grupos diminui (aumenta), ressaltando a importância deste estudo.

## 4. Conclusões

O presente estudo teve como objetivo a criação de um índice de motivação multidimensional a partir dos dados do PISA 2015, considerando três dimensões: a motivação dos alunos, dos pais e dos professores, e posteriormente verificar o efeito deste sobre o desempenho escolar, bem como identificar qual destas dimensões apresenta maior efeito na redução do diferencial de rendimento entre os alunos com melhores e piores condições socioeconômicas.

Dessa forma, ao considerar os aspectos socioemocionais, este estudo contribui para a literatura ao apresentar resultados inéditos para o desempenho escolar entre alunos socioeconomicamente favorecidos e desfavorecidos no Brasil. Para cumprir os objetivos propostos por este estudo, optou-se por trabalhar com a base de dados do PISA 2015.

Os resultados encontrados foram condizentes com a perspectiva teórica apontada pela literatura, exceto para a variável que representa a motivação dos pais, porém esta não foi significativa para a amostra testada. Observou-se que o índice de motivação multidimensional foi positivo e significativo, indicando que um aumento médio de uma unidade deste indicador eleva a nota média em ciências, resultado semelhante para as dimensões dos alunos e dos professores.

Em um segundo momento, realizou-se a estimação do diferencial de desempenho escolar dos alunos brasileiros que pertenciam aos quantis mais e menos elevado de renda sem ponderação, e em seguida, ponderando pelo índice de motivação multidimensional e desagregado pelas dimensões dos alunos e dos professores.

Os resultados sem ponderação mostraram que, para o caso do Modelo 1, aquele que considera a motivação multidimensional, existem diferenças significativas no desempenho entre os dois grupos. Após o controle pela motivação multidimensional, observou-se que a diferença no desempenho entre alunos com melhores e piores níveis socioeconômicos reduziu-se em cerca de 5,4 pontos, mas mesmo assim o aluno menos favorecido permanece em desvantagem em relação ao seu colega, o que induz que outras características observáveis e não observáveis do modelo são responsáveis por colocá-lo em desigualdade.

Ao ponderar pela motivação do aluno e do professor, o grupo dos com condições socioeconômicas mais elevadas ainda apresenta uma vantagem em relação aos mais pobres, embora essa diferença tenha sido reduzida em relação aos modelos sem ponderação.

Para o caso da ponderação pela motivação intrínseca do aluno, verificou-se que, dentre os três balanceamentos realizados, o peso gerado para esta dimensão foi o que mais contribuiu para a redução no diferencial entre os grupos: cerca de 7,07 pontos, demonstrando que esta é uma importante medida do desempenho escolar. Considerando a ponderação feita pela motivação do professor, a redução média na diferença de notas entre os grupos foi de cerca de 2,05 pontos, ainda que os alunos mais pobres permaneçam em desvantagem em relação aos seus pares.

Dessa forma, os resultados encontrados por este estudo evidenciam a necessidade de se avaliar intervenções adicionais no campo educacional que possibilitem a melhoria da aprendizagem, atentando ao fato de que os aspectos motivacionais no contexto escolar têm sido considerados como importantes fatores capazes de influenciar na aprendizagem e no desempenho acadêmico dos alunos, e, portanto, devem ser levados em consideração na elaboração das políticas educacionais.

## Referências bibliográficas

- Alves, F., & Candido, O. (2017, dezembro). O efeito da escola e os determinantes do rendimento escolar: Uma análise dos resultados dos estudantes brasileiros nas últimas três edições do PISA. In *45º Encontro Nacional de Economia (ANPEC 2017)*, Natal, RN. [https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files\\_I/i8-ebcb5a643b5bd6f9047bcaefbc83620f.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_I/i8-ebcb5a643b5bd6f9047bcaefbc83620f.pdf)
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 8(4), 436–455. <http://dx.doi.org/10.2307/144855>
- Boruchovitch, E. (2009). *A motivação do aluno*. Rio de Janeiro: Editora Vozes.
- Cavalcante, C. H. L., & Santos, P. A. d., Jr. (2013). Fatores que influenciam o desempenho escolar: A percepção dos estudantes do curso Técnico em Contabilidade do IFRS–Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul, Campus Porto Alegre. *Revista Liberato*, 14(21), 29–50. [http://revista.liberato.com.br/ojs\\_lib/index.php/revista/article/view/196](http://revista.liberato.com.br/ojs_lib/index.php/revista/article/view/196)
- Cerezo, M. T., Casanova, P. F., de la Torre, M. J., & de la Villa Carpio, M. (2011). Estilos educativos paternos y estrategias de aprendizaje en alumnos de Educación Secundaria. *European Journal of Education and Psychology*, 4(1), 51–61. <http://dx.doi.org/10.30552/ejep.v4i1.63>
- Cheli, B., & Lemmi, A. (1995). A “totally” fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty. *Economic Notes*, 24(1), 115–133. [https://www.researchgate.net/publication/284761603\\_A\\_Totally\\_Fuzzy\\_and\\_Relative\\_Approach\\_to\\_the\\_Multidimensional\\_Analysis\\_of\\_Poverty](https://www.researchgate.net/publication/284761603_A_Totally_Fuzzy_and_Relative_Approach_to_the_Multidimensional_Analysis_of_Poverty)
- Dorn, E., Ellen, P., Frank, M., Krawitz, M., Calicchio Neto, N., & Mourshed, M. (2017). *Fatores que influenciam o sucesso escolar na América Latina*. McKinsey&Company. <https://www.mckinsey.com/~media/mckinsey/industries/social%20sector/our%20insights/what%20drives%20student%20performance%20in%20latin%20america/fatores-qu-port.pdf>
- Fryer, R. G., Jr., Levitt, S. D., & List, J. A. (2015, agosto). *Parental incentives and early childhood achievement: A field experiment in Chicago heights* (Working Paper N° 21477). National Bureau of Economic Research (NBER). <http://dx.doi.org/10.3386/w21477>
- Genari, C. H. M. (2006). *Motivação no contexto escolar e desempenho acadêmico* (Dissertação de mestrado, Universidade Estadual de Campinas, Faculdade de Educação, Campinas, SP). <http://repositorio.unicamp.br/jsui/handle/REPOSIP/252887>
- Gómez, M. S., Galvis-Aponte, L. A., & Royuela, V. (2015, dezembro). *Calidad de vida laboral en Colombia: Un índice multidimensional difuso* (Documento de Trabajo N° 230). Cartagena, Colômbia: Banco de la República – Sucursal Cartagena. [https://www.banrep.gov.co/docum/Lectura\\_finanzas/pdf/dtser\\_230.pdf](https://www.banrep.gov.co/docum/Lectura_finanzas/pdf/dtser_230.pdf)
- Griffing, C. (2006). *Student-teacher relationships: An exploration of student motivation* [Counselor Education Master’s Theses]. [https://digitalcommons.brockport.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1041&context=edc\\_theses](https://digitalcommons.brockport.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1041&context=edc_theses)

- Guimarães, S. E. R., & Boruchovitch, E. (2004). O estilo motivacional do professor e a motivação intrínseca dos estudantes: Uma perspectiva da Teoria da Autodeterminação. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 17(2), 143–150. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-79722004000200002>
- Hainmueller, J. (2012). Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, 20(1), 25–46. <http://dx.doi.org/10.1093/pan/mpr025>
- Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479. <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X0800800401>
- Jasmi, A. N., & Hin, L. C. (2014). Student-teacher relationship and student academic motivation. *Journal for Interdisciplinary Research in Education*, 4(1), 1–8.
- Jesus, A. G. d. (2011). *A motivação para aprender matemática no 9º ano do ensino fundamental: Um estudo do potencial dos materiais manipulativos e da construção de objetos na aprendizagem de área de polígonos e volume de prismas* (Dissertação de mestrado, Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP), Ouro Preto, MG). <http://www.repositorio.ufop.br/handle/123456789/2647>
- Lelli, S. (2001, novembro). *Factor Analysis vs. Fuzzy Sets Theory: Assessing the influence of different techniques on sen's functioning approach* (Discussion Paper N° 01.21). Belgium: Katholieke Universiteit Leuven, Center for Economic Studies. <https://feb.kuleuven.be/drc/Economics/research/dps-papers/dps01/dps0121.pdf>
- Martinelli, S. d. C. (2014). Um estudo sobre desempenho escolar e motivação de crianças. *Educar em Revista*(53), 201–2016. <http://dx.doi.org/10.1590/0104-4060.27122>
- Mcintosh, J. (2008). *Family background parental involvement and academic achievement in Canadian schools*.
- Neves, E. R. C., & Boruchovitch, E. (2004). A motivação de alunos no contexto da progressão continuada. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 20(1), 77–85. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-37722004000100010>
- Oaxaca, R. (1973). Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. <http://dx.doi.org/10.2307/2525981>
- Requia, R. (2015). *A relação entre a motivação e desempenho escolar em alunos dos anos iniciais do ensino fundamental: Um estudo na Escola Municipal de Ensino Fundamental Padre Gabriel Bolzan* (Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Santa Maria, RS). <http://repositorio.ufsm.br/handle/1/4750>
- Soares, J. F. (2004). O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos. *REICE: Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 2(2), 83–104. <https://revistas.uam.es/index.php/reice/article/view/5550>
- Tapia, J. A. (1999). *A motivação em sala de aula*. Edições Loyola.
- Varga, M. (2017). *The effects of teacher–student relationships on the academic engagement of students* (Action research paper, Goucher College, Baltimore, MD). <http://hdl.handle.net/11603/3893>