

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA  
FACULDADE DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA**

**DOIS ENSAIOS SOBRE EFICÁCIA E EQUIDADE NA EDUCAÇÃO**

Leonardo Neves Luz

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

**JUIZ DE FORA  
FEVEREIRO/2014**

**LEONARDO NEVES LUZ**

**DOIS ENSAIOS SOBRE EFICÁCIA E EQUIDADE NA EDUCAÇÃO**

Dissertação elaborada pelo discente Leonardo Neves Luz como exigência do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

**JUIZ DE FORA  
FEVEREIRO/2014**

Neves, Leonardo.

Dois Ensaios Sobre Eficácia e Equidade na Educação /  
Leonardo Neves. -- 2014.

131 p.

Orientador: Eduardo Simões de Almeida

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de  
Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação  
em Economia Aplicada, 2014.

1. Eficácia Educacional. 2. Equidade Educacional. 3.  
Avaliação Educacional. I. Simões de Almeida, Eduardo, orient.  
II. Título.

# **TERMO DE APROVAÇÃO**

LEONARDO NEVES LUZ

## **DOIS ENSAIOS SOBRE EFICÁCIA E EQUIDADE NA EDUCAÇÃO**

Dissertação elaborada pelo discente Leonardo Neves Luz como exigência do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Aprovada em:

### **BANCA EXAMINADORA**

---

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida  
Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia  
Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Lizia de Figueiredo  
Universidade Federal de Minas Gerais

Juiz de Fora, 04 de Fevereiro de 2014.

*"Insisti em ser, como dizia Nelson Rodrigues, 'um idiota da objetividade', procurando equidistância entre o fel de Cassandra e o mel de Pangloss. E aceitei muitas vezes a solidão da verdade, de preferência às blandícias aconchegantes do erro"*Roberto Campos (1917-2001)

## AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus por orientar meus passos, direta e indiretamente, ao longo de toda a minha vida;

Aos meus familiares, pelos valores ensinados, e a Virgínia, por existir e fazer parte da minha vida;

Ao Prof. Eduardo Almeida, orientador e amigo, pelo apoio e confiança, permitindo a consecução desta empresa, contribuído com sua experiência, conhecimento, atenção e, principalmente, paciência;

Ao Prof. Ricardo Freguglia, que contribuiu, com críticas e sugestões, para a realização deste trabalho;

À Prof<sup>a</sup> Lizia de Figueiredo pela disponibilidade e atenção, na participação na banca examinadora;

À Faculdade de Economia e ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, em especial aos Profs. Rogério Mattos e Paulo Coimbra, pela amizade e carinho dedicados;

À Universidade Federal de Juiz de Fora, a qual me acompanha desde os primeiros anos do Ensino Fundamental, no Colégio de Aplicação João XXIII;

Ao ECONS/UFJF, em especial ao funcionário Igor Procópio, pelo grande apoio no fornecimento das bases de dados utilizadas neste trabalho;

Aos meus amigos, de longa data, e aqueles que há pouco fazem parte da minha vida;

Aos meus colegas do PPGA/UFJF, pela paciência com meu temperamento pouco ortodoxo;

A CAPES pelo apoio financeiro;

E a todos aqueles que participaram, de algum forma, desta empreitada.

*Dedico a memória  
de AynRand, por me  
conduzira John Galt.*

## RESUMO

Este trabalho teve por objetivo compreender o relacionamento entre eficácia e qualidade educacionais, considerando, por base teórica a função-produção educacional. Foram produzidos dois ensaios abordando, distintamente, a existência de um possível *trade-off* entre eficácia e equidade educacionais. O primeiro ensaio teve por objetivo identificar os determinantes do nível e desigualdade de desempenho das escolas públicas municipais baseado no exame de Matemática da Prova Brasil para os anos de 2007 e 2009. Foram consideradas características individuais dos alunos, dos professores e das escolas, bem como variáveis relativas aos municípios. Foi adotado modelo hierárquico em dois níveis (escolas e municípios), controlando para dependência espacial, de modo que o papel dos determinantes regionais e a interação espacial entre os municípios em relação ao desempenho médio de suas escolas sejam capturados. Os resultados revelam que não há evidências do referido *trade-off*. A incorporação das variáveis em nível municipal permitiu, ainda, verificar a importância da política educacional e características socioeconômicas dos municípios na explicação da desigualdade educacional. O segundo ensaio consistiu na estimação de um painel de efeitos fixos, tendo o desvio-padrão das notas médias na Prova Brasil de 2007 e 2009 como variável dependente, assumindo as mesmas variáveis explicativas do primeiro ensaio, em médias municipais. A hipótese central testada foi a existência de uma relação em formato de *U* invertido entre a equidade e eficácia educacionais, seguindo a proposição da Curva de Kuznets, adaptada para mensurar os parâmetros em termos de qualidade educacional. Os resultados indicaram que, embora não tenha se confirmado a hipótese da Curva de Kuznets, não foi verificada a existência de um *trade-off* importante entre desigualdade e qualidade educacionais.

**Palavras-chave:** Desigualdade educacional, Eficácia educacional, Prova Brasil.

**JEL Classification:** A20; I20; I21.



## ABSTRACT

This study is aimed at understanding the relation between educational effectiveness and inequality, with an educational production function framework. Two essays were elaborated addressing distinctly the existence of a possible trade-off between educational effectiveness and equity. The first essay aims to identify the determinants of the achievement and inequality of performance of municipal public schools based on the Mathematics test of the Prova Brasil for the years 2007 and 2009. Individual characteristics of students, teachers and schools are taken into account as well as variables related to the municipalities in order to identify the presence of a trade-off between educational efficiency and equity. The econometric approach is based on a hierarchical model into two levels (schools and municipalities), controlling for spatial dependence, so that regional determinants and spatial interaction among the municipalities in relation to the average performance of their schools are captured. The results reveal that there is no evidence of this trade-off. The incorporation of the variables at the municipal level also allowed to verify the importance of educational policy and socioeconomic characteristics of the municipalities in the explanation of the educational inequality. The second essay consisted in the estimation of a panel fixed effects, assuming the standard deviation of the average scores in the Prova Brasil 2007 and 2009 as the dependent variable, and assuming the same explanatory variables of the first essay, aggregated in municipal averages. The central hypothesis tested was that there is an inverted U-shaped relationship between educational equity and effectiveness, as described by the Educational Kuznets Curve, adapted to measure the parameters in terms of educational quality. The results indicated that, although not confirmed the hypothesis of Kuznets curve, it was found that there is no important trade-off between educational inequality and quality.

**Key words:** Educational inequality, educational effectiveness, Prova Brasil.

**JEL Classification:** A20; I20; I21.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1.A: Evolução da nota brasileira em matemática no Pisa (2003-2012).....	96
Figura 2.A: Evolução da nota brasileira em leitura no Pisa (2000-2012).....	97
Figura 3.A: Evolução da nota brasileira em ciências no Pisa (2006-2012).....	97
Figura 4.A: Box-Plot dos resíduos dos Modelos 4.A e 4.B.....	92
Figura 5.A: Histograma das variáveis dependentes.....	94
Figura 6.A: Histograma dos resíduos dos Modelos 4.A e 4.B.....	94
Figura 7.A: A Curva de Kuznets Educacional.....	97
Figura 8.A: Formato das curvas (Desvio-padrão/Proficiência).....	97
Figura 9.A: Histograma do desvio-padrão das proficiências ( <i>Pooled</i> ).....	100
Figura 10.A: Relação entre o Desvio-padrão e Proficiência ( <i>Pooled</i> ).....	100
Figura 11.A: Relação entre Desvio-padrão e o quadrado da Proficiência ( <i>Pooled</i> ).....	101
Figura 12.A: Histograma dos resíduos do modelo FE 4.....	106
Figura 13.A: Relação entre <i>Proficiência</i> e <i>Cor</i> .....	106
Figura 14.A: Relação entre <i>Proficiência</i> e <i>Abandono</i> .....	107
Figura 15.A: Relação entre Desvio-padrão e <i>Abandono</i> .....	107
Figura 16: Relação entre Proficiência e <i>Reprovado</i> .....	108
Figura 17: Relação entre Desvio-padrão e <i>Reprovado</i> .....	108
Figura 18.A: Relação entre Proficiência e <i>IFDM</i> .....	109
Figura 19.A: Relação entre Desvio-padrão e <i>IFDM</i> .....	109

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1.A: Ranking de Países por índice de Gini</b> .....	95
<b>Tabela 2.A: Ranking de desempenho dos países no Pisa 2012</b> .....	96
<b>Tabela 3.A: Descrição das variáveis utilizadas</b> .....	89
<b>Tabela 4.A: Estatísticas descritivas das variáveis de interesse escolares</b> .....	90
<b>Tabela 5.A: Estatísticas descritivas das variáveis escolares e municipais (após retirados os <i>missing data</i>)</b> .....	91
<b>Tabela 6.A: Resultado das estimações dos componentes aleatórios</b> .....	92
<b>Tabela 7.A: Matriz de variância das variáveis escolares</b> .....	93
<b>Tabela 8.A: Matriz de variância das variáveis municipais</b> .....	94
<b>Tabela 9.A: Resultados da estimação da equação para nível de proficiência</b> .....	95
<b>Tabela 10.A: Resultados da estimação da equação para nível de desvio-padrão</b> .....	96
<b>Tabela 11.A: Estatísticas descritivas</b> .....	98
<b>Tabela 12.A: Matriz de Correlação das Variáveis (<i>Pooled</i>)</b> .....	99
<b>Tabela 13.A: Estatísticas descritivas das variáveis (<i>pooled</i>)</b> .....	102
<b>Tabela 14.A: Resultados das estimações (OLS, Efeitos Aleatórios, Efeitos Fixos)</b> .....	103
<b>Tabela 15.A: Resultados das estimações (OLS, Efeitos Aleatórios, Efeitos Fixos)</b> .....	104
<b>Tabela 16.A: Estimções para efeitos-fixos</b> .....	110

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA .....</b>	<b>5</b>
2.1. Especificação da função-produção educacional e condições de identificação .....	6
2.2. Introduzindo o componente espacial .....	7
<b>3. REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>8</b>
3.1. Eficácia e equidade educacionais.....	8
3.2. Medindo qualidade por meio da proficiência em testes padronizados e o efeito-escola .....	9
3.3. A municipalização do sistema educacional brasileiro .....	11
3.4. Mensurando a desigualdade educacional.....	14
<b>4. BASE DE DADOS.....</b>	<b>16</b>
<b>5. REFERÊNCIAS .....</b>	<b>22</b>
<b>6. QUALIDADE E EQUIDADE NO ENSINO FUNDAMENTAL MUNICIPAL BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM HIERÁRQUICO-ESPACIAL .....</b>	<b>28</b>
6.1. Introdução .....	28
6.2. Revisão de literatura .....	29
6.2.1. Eficácia e equidade na proficiência escolar em exames padronizados .....	29
6.3. Aspectos metodológicos .....	32
6.3.1. Modelos hierárquicos .....	32
6.3.2. Especificação do modelo.....	34
6.3.3. Dados.....	36
6.4. Resultados e Discussão .....	40
6.4.1. Estimativa dos coeficientes aleatórios .....	41
6.4.2. Estimativa dos coeficientes fixos.....	43
6.4.3. Qualidade versus equidade.....	54
6.5. Considerações finais .....	56
6.6. Referências.....	58

<b>7. QUALIDADE E EQUIDADE NA EDUCAÇÃO: A HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS EDUCACIONAL.....</b>	<b>62</b>
7.1. Introdução .....	62
7.2. Revisão de Literatura .....	65
7.2.1. Eficácia e equidade na proficiência escolar em testes padronizados .....	65
7.3. Aspectos metodológicos .....	68
7.3.1. Dados em Painel.....	68
7.3.2. Especificação do modelo.....	71
7.3.3. Dados.....	72
7.4. Resultados e Discussão .....	77
7.5. Considerações finais .....	83
7.6. Referências.....	85
<b>8. CONCLUSÃO DOS ENSAIOS.....</b>	<b>88</b>
<b>APÊNDICE 1: Forma funcional da tecnologia CES .....</b>	<b>93</b>
<b>ANEXO1: Anexos da parte introdutória aos ensaios.....</b>	<b>95</b>
<b>ANEXO2: Anexos do primeiro ensaio .....</b>	<b>90</b>
<b>ANEXO 3: Anexos do segundo ensaio .....</b>	<b>97</b>

## 1. INTRODUÇÃO

O Brasil afigura-se como sendo um dos países que apresentam maior padrão de desigualdade de renda no mundo. O índice de Gini brasileiro, calculado pelo Banco Mundial a partir de informações de 2012, atinge 51,9, em uma escala de 0 a 100, posicionando o Brasil como 17º país mais desigual do mundo, 8º da América Latina, 5º da América do Sul, 2º entre os membros do G-20 e o mais desigual entre os chamados BRIC's (Brasil-Rússia-Índia-China) (CIA, 2013). A Tabela 1.A, em anexo, apresenta o ranqueamento dos vinte países mais desiguais do mundo com base no índice de Gini.

A origem desta desigualdade de renda entre os indivíduos revela-se um dos mais controversos debates da literatura econômica no Brasil. O papel exercido pela educação tem assumido posição de destaque, sendo aceita a forte correlação entre acesso à educação e diferenças salariais entre os indivíduos. Felício e Fernandes (2005) apontam, a partir dos resultados de Barros e Mendonça (1996), que a desigualdade salarial se reduziria entre 35% e 50% se fossem eliminados os diferenciais de renda por nível educacional, apresentando efeitos mais importantes sobre a iniquidade salarial do que a eliminação dos diferenciais de renda determinados por componentes como gênero, cor, atividade, dentre outros (FELÍCIO e FERNANDES, 2005). Ademais, de acordo com Sen (1992), a pobreza é uma privação de capacidades elementares, tal que a desigualdade de capacidades educacionais transforma-se, intrinsecamente, em desigualdade social. Este cenário aponta que o combate à desigualdade de renda não prescinde de políticas voltadas à redução da desigualdade educacional e melhoria da qualidade da educação oferecida aos indivíduos.

Estudos internacionais recentes apontam que a desigualdade salarial está fortemente relacionada à desigualdade de aprendizado de estudantes (*e.g.* BLAU e KHAN, 2005). Waltenberg e Vandenberghe (2007) argumentam que o estudo da desigualdade educacional intermediária, por meio dos resultados dos estudantes em testes de proficiência, é justificada por quatro razões: a forte correlação entre desempenho dos estudantes em testes padronizados e sua renda futura; a maior plausibilidade de ação, em termos de política pública, no desempenho educacional em detrimento de políticas de diminuição de desigualdade de renda; a aceitação de exames de proficiência enquanto preditores de realizações futuras dos indivíduos, abarcando características multidimensionais, para além da renda, tais como boa saúde, acesso a níveis superiores de ensino e participação social; e, por fim, a conclusão, emprestada de Sen (1985), de que a boa educação é considerada como um bem em si, portador de valor intrínseco.

Desde o trabalho pioneiro de Coleman (1966), resultados em exames de proficiênciavêm sendo amplamente utilizados em estudos sobre qualidade e equidade educacionais. O foco principal tem sido identificar os determinantes do desempenho dos estudantes especialmente através da estimação de uma função-produção que relaciona o resultado dos alunos a três conjuntos de insumos, compostos pelas características individuais e familiares dos indivíduos, fatores da escola em que o indivíduo estuda, e características da comunidade em que o indivíduo reside (FELÍCIO e FERNANDES, 2005). Grande parte destes estudos concluiu a preponderância dos efeitos das características socioeconômicas dos indivíduos sobre sua realização. Desta forma, a desigualdade educacional estaria predominantemente associada às diferenças em termos de *background* familiar e fatores intrínsecos ao indivíduo. Uma geração posterior, entretanto, apresentou a hipótese de incremento ou redução da iniquidade por meio do papel exercido pela escola, que produziria os efeitos de amenização da diferença de desempenho de forma importante, já admitindo-se a unidade escolar como ferramenta importante para determinar o rendimento dos discentes em exames padronizados. A partir da década de 1980 uma terceira onda de estudos sobre o efeito-escola introduziu as preocupações com os efeitos da vizinhança sobre o desenvolvimento de habilidades dos alunos<sup>1</sup>. Esta abordagem, todavia, tem se mostrado ainda incipiente, especialmente no que tange a literatura brasileira, que tem negligenciado fortemente o papel das características regionais sobre o desempenho educacional dos indivíduos (SCORZAFFAVE e FERREIRA, 2011).

Nos últimos vinte anos, o Brasil conseguiu grandes avanços no que se refere à oferta educacional. Ainda na década de 1990, o País conseguiu garantir o acesso à alfabetização da quase totalidade da população em idade escolar e tem conseguido, continuamente, reduzir a evasão e o déficit escolar. Entretanto, a qualidade da educação pública brasileira tem se mostrado um dos gargalos ao desenvolvimento do capital humano no País. Os resultados obtidos pelo Brasil em testes internacionais têm se mostrado insatisfatórios, especialmente quando comparados aos de países da *Organization for Economic Cooperation and Development* (OECD) (OECD, 2013). O recente documento divulgado pela OECD, em 2013, apresentando os resultados do exame PISA (Programa Internacional de Avaliação de Alunos), aplicado em 2012 para alunos de 65 países, para conteúdos de matemática, leitura e ciências, atribui ao Brasil um dos piores resultados, alcançando, para as disciplinas supracitadas, respectivamente, as 58<sup>a</sup>, 55<sup>a</sup> e 59<sup>a</sup> posições (OECD, 2013). A Tabela 2.A, em anexo, apresenta o ranking resumido dos resultados do

---

<sup>1</sup> Couri (2010) define efeito-escola como o “valor agregado” pela escola aos estudantes (COURI, 2010, p.451).

exame. O Brasil ficou abaixo da média dos países da OECD em todos os testes, apresentado, inclusive, retração das notas em relação ao exame de 2009, em leitura, sendo mantida a mesma nota para ciências e verificada uma pequena melhoria em matemática. No Anexo1, as Figuras 1.A, 2.A e 3.A apresentam a evolução dos resultados brasileiros nas últimas edições do PISA.

Para além da formulação de políticas de melhoria da educação pública, a correlação entre características socioeconômicas dos alunos e eficiência escolar assume, no Brasil, valores entre os mais significativos do mundo (OECD, 2004). De acordo com Luz (2006), o *background* familiar dos indivíduos apresenta uma dispersão consideravelmente maior em países em desenvolvimento do que em países desenvolvidos. Neste sentido, de acordo com Soares e Andrade (2006), a escola assume a função de promover maior equidade no desenvolvimento individual de seus alunos, oferecendo acesso a uma série de recursos que atuam no sentido de amenizar a desigualdade gerada pelas características socioeconômicas individuais. Entretanto, a escassez de recursos escolares implica em uma disputa pela apropriação destes ativos entre os agentes, de modo que os indivíduos portadores de características socioeconômicas mais favoráveis tendem a se apropriar mais eficientemente destes recursos do que aqueles menos dotados de ativos oriundos do *background* familiar, de modo a amplificar a desigualdade entre os indivíduos (SOARES e ANDRADE, 2006).

De acordo com Curi (2010), os fatores geradores de eficiência, no que tange ao desempenho dos estudantes podem, não raro, levar a aumentos importantes na desigualdade de proficiência de alunos de agrupamentos sociais distintos. Neste sentido, a importância da escola no sistema econômico é de grande relevância para dirimir os efeitos das características socioeconômicas dos indivíduos, permitindo corrigir a iniquidade oriunda do sistema econômico e, desta forma, produzindo maior igualdade de oportunidade para os indivíduos.

Seabra (2009) aponta que a preocupação com a iniquidade educacional levou a uma mudança dos esforços educacionais para a redução da desigualdade de aprendizado. Franco *et al* (2007) corroboram com esta perspectiva, afirmando a necessidade de que as políticas de melhoria no desempenho educacional sejam acompanhadas de ações diretamente voltadas à redução da iniquidade entre os resultados dos indivíduos, que podem ser eficazes para eliminação dos diferenciais de aprendizado resultantes das diferenças entre escolas, ainda que os diferenciais oriundos do *background* familiar sejam de difícil correção.

Esta perspectiva, que considera a prevalência de um processo de concorrência entre os fatores determinantes da eficácia e equidade educacionais encontra uma contraposição em Sahlberg (2011a; 2011b; 2012). O autor afirma, a partir das experiências educacionais



finlandesas, que existe um padrão de complementaridade, em detrimento da abordagem anterior, que compreende uma substitutabilidade, entre eficácia e equidade no desempenho dos estudantes. Segundo o autor, a equidade interna educacional produz uma melhoria no aprendizado de todos os estudantes. Ao invés de se verificar uma apropriação dos benefícios oriundos dos investimentos educacionais por alunos mais qualificados, os efeitos positivos da melhoria educacional são absorvidos por todos os estudantes, tal que uma redução na iniquidade escolar ou aumento da qualidade, são complementares. Assim, a equidade interna amenizaria os efeitos dispersadores das características individuais.

A contraposição dessas abordagens leva à pergunta: existe um *trade-off* entre eficácia e equidade educacionais? Este trabalho busca elucidar o relacionamento entre a eficácia e equidade educacionais entre as escolas municipais urbanas brasileiras, identificando o papel dos insumos escolares, características individuais dos alunos, e elementos relacionados à política municipal de educação e determinantes socioeconômicos municipais. Considerando a possível existência de um *trade-off* entre qualidade e equidade educacionais, realizar-se-á uma análise comparativa entre o comportamento dos determinantes de ambas, de modo a verificar se existe um padrão relacional entre a eficiência e equidade dos resultados dos indivíduos em exames de proficiência. Ademais, em função da já citada negligência dos efeitos produzidos pelas características regionais sobre os resultados educacionais, utilizar-se-á um conjunto de variáveis que compreendem as características socioeconômicas dos municípios em que se localizam as escolas, bem como características da política educacional dos mesmos.

O primeiro ensaio consiste na estimação de dois modelos hierárquicos lineares em dois níveis, a saber, escolar e municipal. Em nível escolar foram especificados os fatores individuais e familiares, bem como os escolares, agregados a cada unidade escolar. O nível municipal, por sua vez, é composto por variáveis contextuais municipais, abrangendo características dos municípios em que estão localizadas as escolas e elementos da política municipal de educação. Os modelos adotaram o mesmo conjunto de variáveis de controle adotando por variáveis dependentes o nível de proficiência dos estudantes e desvio-padrão desta proficiência, em termos de médias municipais, a primeira como *proxy* para eficácia escolar, ao passo que a segunda como uma medida para desigualdade *intra*-escolar. A análise comparativa do comportamento das estimativas das variáveis contextuais dos dois modelos forneceu um panorama de como se associam a eficácia e equidade escolares. Foram adotadas ferramentas metodológicas provenientes da econometria espacial, de modo a produzir dois ganhos à análise: *i*) controlar os efeitos espaciais, porventura presentes em dados de natureza espacial, que podem levar a viés nas estimativas (ANSELIN, 1988); *ii*) verificar, ou não, a

presença de um efeito de transbordamento espacial entre os municípios, de modo que as características socioeconômicas de uma região afetem o desempenho de estudantes que residam em uma região vizinha.

O segundo ensaio consiste em um modelo em painel de dados considerando as mesmas variáveis especificadas nos modelos estimados no primeiro ensaio, com o objetivo de tratar alternativamente a hipótese do *trade-off* entre eficácia e equidade educacionais. Parte da literatura tem tratado o relacionamento entre as duas modalidades considerando a aporte teórico proposto por Kuznets (1955), que relaciona renda *per capita* e crescimento econômico, adaptando esta abordagem à perspectiva educacional, conhecida por *Curva de Kuznets Educacional* (doravante, CKE) (e.g. RAM, 1990), relacionando o nível de escolarização dos indivíduos a medidas de dispersão desta escolarização. Considerando a qualidade educacional é uma medida mais robusta para explicar o desenvolvimento do capital humano do que medidas de quantidade educacional (BARRO, 2001), a proposição deste artigo foi testar a hipótese da CKE adotando resultados em testes de proficiência enquanto *proxies* para qualidade educacional e seu desvio-padrão como medida de dispersão.

A adoção de dados municipais permitiu explicar os determinantes que impactam a diferença no desempenho médio das escolas, controlando para os efeitos exercidos pelos insumos comunitários (municipais), capturando, desta forma, os efeitos da heterogeneidade regional brasileira sobre a formação de habilidades dos indivíduos.

Esta dissertação se divide da seguinte forma: Neste capítulo introdutório, apresentar-se-á a fundamentação teórica para os modelos utilizados, baseada na função-produção educacional, base teórica para as estimações contidas nos dois ensaios; na terceira seção é apresentada uma sucinta revisão de literatura sobre os conceitos de eficácia e equidade educacionais, bem como as medidas utilizadas para capturar a eficácia e equidade. Será apresentada, ainda, uma discussão sobre o processo de descentralização do sistema educacional brasileiro, fundamental para compreensão do papel das políticas municipais de educação; na seção seguinte apresentar-se-á a base de dados utilizada nos dois ensaios. A sexta seção é o primeiro ensaio desta dissertação, ao passo que a sétima seção compreende o segundo ensaio. Por fim, a oitava seção, apresenta as conclusões extraídas da pesquisa.

## **2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

O arcabouço teórico microeconômico comumente utilizado para identificar os determinantes do desempenho educacional dos estudantes em testes padronizados é a função-produção educacional. De acordo com Todd e Wolpin (2003),

*In the EFP (Educational Production Function) literature, researchers draw an analogy between the knowledge acquisition process of a firm. A primary goal of empirical research is to understand the technology for combining school inputs to create cognitive achievement outcomes (TODD e WOLPIN, 2003, p.1).*

Esta abordagem considera o resultado dos estudantes em testes de proficiência como um *output* da combinação de insumos relacionados às características individuais dos alunos, bem como àquelas referentes a sua família, escola e professores, por meio de uma tecnologia. Pode-se, ainda, considerar características da comunidade onde reside o aluno (FELÍCIO e FERNANDES, 2005)<sup>2</sup>. Tendo por pressuposto que os agentes tomadores de decisão são as famílias e estas possuem comportamento otimizador, análogo àquele verificado na firma clássica (BECKER, 1974), pode-se definir a função-produção educacional como se segue:

$$Y = f(F, S, C) \quad (1)$$

Em que  $Y$  é o desempenho dos alunos em testes de proficiência;  $F$  é o vetor de insumos referentes às características individuais e familiares dos estudantes;  $S$  é o vetor de insumos referentes às características da escola em que o aluno estuda, bem como o corpo docente;  $C$  é o vetor de insumos referentes à comunidade em que o aluno está inserido.

A Equação 1 é assumida estritamente crescente e côncava em seus argumentos, tal que,  $f'(F, S, C) > 0$  e  $f''(F, S, C) < 0$ , de modo que a matriz hessiana associada é positiva definida e a função relacional é estritamente côncava. Tais propriedades garantem que uma combinação adequada dos insumos, dada a tecnologia, permita produzir um resultado eficiente em termos de desenvolvimento de habilidades.

### 2.1. Especificação da função-produção educacional e condições de identificação

Todd e Wolpin (2003) apresentaram um modelo geral para a função-produção educacional, considerando as características dos bancos de dados utilizados nos modelos empíricos. Considerando os dados disponibilizados pela Prova Brasil, a especificação adotada foi a chamada *especificação contemporânea* (TODD e WOLPIN, 2003, p. 16). De acordo com os autores, esta especificação relaciona os insumos e produto da função-produção por meio de medidas contemporâneas, ou seja, os argumentos da função encontram-se na mesma unidade temporal da variável dependente, de modo que o desempenho cognitivo dos estudantes é uma função dos insumos educacionais daquele exato momento.

---

<sup>2</sup>Para os fins deste trabalho, o conceito de comunidade abrange o município de residência da escola.

Todd e Wolpin (2003) definem as condições de identificação para a estimação da função-produção educacional contemporânea como se segue:

1) Os insumos são invariantes no tempo, tal que os determinantes contemporâneos do desempenho acadêmico dos estudantes representem toda a história de seu desenvolvimento cognitivo, ou a proficiência depende apenas de insumos contemporâneos;

2) As características cognitivas inatas dos indivíduos são não correlacionadas aos insumos contemporâneos.

Assim, a especificação da função-produção pode ser assim definida:

$$Y_{ijct} = f(F_{ijct}, S_{ijct}, C_{ijct}) \quad (2)$$

na qual  $i, j, c, t$ , representam, respectivamente, o aluno, a escola, a comunidade e o ano em que as variáveis encontram-se disponibilizadas.

Esta abordagem, então, ao considerar os pressupostos acima expostos, propõe que as variações nos insumos em diferentes períodos da vida do indivíduo se compensam, tal que valores mais baixos detectados no períodos mais remotos da vida do estudantes podem ser compensados por magnitudes mais elevadas dos insumos, posteriormente. Tal característica assume que os insumos são substitutos perfeitos, dada a escolha intertemporal da alocação dos fatores no ciclo de vida da criança (BECKER e TOMES, 1976)<sup>3</sup>. Os dois ensaios deste trabalho estimaram a forma reduzida da função-produção educacional considerada.

## 2.2. Introduzindo o componente espacial

Dados os propósitos do primeiro ensaio deste trabalho, que inclui capturar o efeito do relacionamento dos fenômenos ocorridos entre municípios, na perspectiva do chamado efeito de transbordamento entre regiões, a especificação da função incluiu termo defasado espacialmente, como se segue:

$$Y = f(F, S, C, WC) \quad (3)$$

---

<sup>3</sup>A forma funcional de uma função-produção sob a tecnologia de substitutos perfeitos para dois períodos de tempo pode ser escrita como de segue:

$$Y_{t+1} = f(\alpha Y_t + (1 - \alpha)Y_{t+1})$$

Em que  $Y_{t+1}$  é o componente e habilidades adquiridas no período final;  $Y_t$  representa as habilidades no período inicial;  $\alpha$  é o multiplicador de habilidades em cada período. Desta forma, toda a habilidade adquirida estará condicionada ao último período de acréscimo.

Em que os termos equivalem àqueles especificados anteriormente, ao passo que  $WC$  é o vetor de características comunitárias multiplicado por um operador de defasagem espacial, especificada por uma matriz de ponderação espacial. A defasagem espacial permite capturar a existência de efeitos de vizinhança que implicam que um fenômeno ocorrido em um município exerça influência sobre outro, por meio de um processo de interação espacial. Neste contexto, o processo de interação dar-se-á por meio de um efeito de transbordamento espacial entre municípios que influencie o comportamento da variável dependente em uma região vizinha.

### 3. REVISÃO DE LITERATURA

#### 3.1. *Eficácia e equidade educacionais*

Mortimore (1991) define eficácia escolar como a capacidade da unidade educacional promover um desempenho de seus alunos superior àquele esperado, condicionado às características individuais socioeconômicas e *background* familiar dos mesmos. Por sua vez, a desigualdade escolar apresenta duas manifestações: desigualdade *intra*-escolar e *entre* escolas. Da primeira depreende-se a disparidade no desempenho escolar de alunos que frequentam a mesma escola (FRANCO *et al*, 2007). Por sua vez, desigualdade *entre* escolas refere-se à dispersão do desempenho médio das unidades escolares entre si, condicionadas ou não ao pertencimento destas unidades territoriais comparáveis (ex. municípios), componentes de uma amostra. De acordo com Franco *et al* (2007), a produção de equidade *intra*-escolar depende de fatores que amenizem a desigualdade de desempenho de estudantes de uma mesma unidade escolar. O relacionamento entre eficácia e desigualdade, contudo, é ainda pouco explorado.

Franco *et al* (2007) sugerem que o efeito-escola pode operar no sentido de ampliar a desigualdade escolar de forma importante. Soares e Candian (2007) e Soares (2006) afirmam que este fenômeno é explicado pela apropriação dos benefícios gerados pela escola dar-se de forma heterogênea entre os estudantes: alunos cujas características individuais são mais desenvolvidas tendem a se apropriar mais eficientemente dos *inputs* escolares em relação a estudantes de menor desenvolvimento individual, de modo que ocorre um aumento no diferencial de desempenho das duas categorias de estudantes, produzindo, assim, um efeito multiplicador de desigualdade. Este argumento é também defendido por Dubet (2003) e Soares (2003). Este último concluiu, por estudo empírico, que as diferenças nas características socioeconômicas e raciais, determinam como os alunos se apropriarão das melhorias ofertadas pelas escolas, concluindo que melhorias objetivas em termos de qualidade aumentam a

desigualdade *intra*-escolar. O trabalho de Franco *et al* (2007) indica que o comportamento das variáveis que impulsionam os resultados médios, em termos de desempenho dos estudantes, produzem aumentos na desigualdade interna de rendimentos.

Akkari (2001) atribui à descentralização do sistema educacional brasileiro um dos principais fatores geradores de desigualdade de desempenho entre os estudantes. Para o autor, a existência de diversas redes de ensino, conforma um modelo altamente heterogêneo, produzindo oferta diferenciada de benefícios escolares entre os estudantes. Este fenômeno pode ser agravado pelo processo de municipalização do ensino básico que vem ocorrendo no Brasil, especialmente após a promulgação da Constituição de 1988. A municipalização implica em uma maior autonomia dos municípios, em relação à política educacional, o que levaria a maior heterogeneidade da oferta educacional, afetando, não apenas a iniquidade *intra*-escolar, como também a dispersão de aprendizado entre alunos de um mesmo município. No segundo ensaio desta dissertação, esta análise será abordada explicitamente, agregando as variáveis escolares em termos de médias municipais.

### *3.2. Mesurando qualidade por meio da proficiência em testes padronizados e o efeito-escola*

A frequência e a manutenção dos alunos na escola não garantem o desenvolvimento das habilidades necessárias à produção de capital humano satisfatório e redução da iniquidade social. Diversos estudos têm apontado que a qualidade da educação é uma medida mais importante para explicar o desenvolvimento do capital humano do que medidas de quantidade educacional (*e.g.* BARRO, 2001). Os testes de proficiência capturam um leque de habilidades que, de acordo com Cunha *et al.* (2006), são diversas e responsáveis por grande parte da variação das realizações entre os indivíduos e grupos socioeconômicos. As habilidades são basicamente divididas em duas categorias, as chamadas habilidades cognitivas (*e.g.* raciocínio lógico, memória) e as não-cognitivas (*e.g.* motivação, autorregulação, persistência). A utilização de medidas que capturem habilidades puramente cognitivas (*e.g.* teste de Quociente de Inteligência, doravante QI) não são apropriadas como preditores para formação de capital humano por negligenciarem, ou capturarem apenas indiretamente, as habilidades não-cognitivas. De acordo com Hansen *et al.* (2004), níveis altos de habilidades não-cognitivas, mesmo que não afetem o QI, promovem o desenvolvimento de comportamentos virtuosos que atuam no sentido de aumentar o desempenho em exames padronizados, seja diretamente, através da promoção, *e.g.*, de maior dedicação ou ambição, seja indiretamente, por meio de um aumento da escolarização. Desta forma, resultados em testes de proficiência, altamente

sensíveis às habilidades não-cognitivas, são melhores preditores das realizações futuras do que testes de QI e outras medidas de habilidades cognitivas puras.

Exames de proficiência vêm sendo amplamente utilizados em estudos sobre qualidade e equidade educacionais desde o *Coleman Report* (1966). Coleman (1966) apresentou o trabalho pioneiro na mensuração da qualidade educacional por meio de exames padronizados para verificação da proficiência dos estudantes. O objetivo do *Coleman Report*, encomendado pelo Congresso Nacional Norte-Americano, era detectar os determinantes da diferença de desempenho dos estudantes negros e brancos das escolas públicas. O estudo concluiu que o papel da escola no desempenho dos alunos é pouco significativo em relação ao papel do *background* familiar na qualidade da educação. Os resultados obtidos por Coleman (1966) atribuíram pouca relevância ao efeito-escola na explicação dos diferenciais de qualidade escolar dos alunos, cabendo às características individuais e familiares a maior parcela da explicação da variação do desempenho<sup>4</sup>. Os resultados encontrados levaram a uma focalização dos esforços na determinação dos condicionantes da qualidade educacional nos atributos familiares e individuais dos alunos, nos estudos realizados à época<sup>5</sup>.

Na década subsequente, diversos trabalhos, no entanto, identificaram a existência de efeitos intrínsecos à escola e ao corpo docente relevantes na determinação do rendimento dos estudantes, seja por causação direta ou por substituição dos efeitos socioeconômicos por efeitos da escola (*e.g.* HANUSHEK, 1972; GREENBERG e MCCALL, 1974; SUMMERS e WOLFE, 1976. 1977; RUTTER *et al*, 1979; MURNANE, 1979; BROOKOVER *et al*, 1979).

Nos últimos vinte anos o interesse pelo efeito-escola vem aumentando sobremaneira, em especial devido à maturação das aplicações de testes de proficiência, de modo que uma série de estudos tem voltado a atenção aos efeitos gerados pelo ambiente escolar e corpo docente sobre a qualidade da educação (*e.g.* CARD e KRUEGER, 1996; HECKMAN, LAYNE-FARRAR e TODD, 1996; GREENWALD, HEDGES e LANE, 1996; GOLDHABER e BREWER, 2007; HANUSHEK e RAYMOND, 2004; HANUSHEK, 2004; RIVKIN, HANUSHEK e KAIN, 2005; CLOTFELTER *et al*, 2007).

De acordo com Felício e Fernandes (2005), a atenção dada ao estudo do efeito-escola se justifica, notadamente, pela escola constituir-se no *locus* principal de atuação do poder público na forma de políticas educacionais. As políticas públicas educacionais seriam, de

---

<sup>4</sup> No entanto, Lee (2010) argumentou que a ausência de uma abordagem longitudinal comprometeu os resultados de Coleman (1966).

<sup>5</sup> Hanushek (2002) apontou críticas a estes trabalhos, em especial ao *Coleman Report* (1966), por desconsiderar variáveis não observadas, relegadas ao que ficou conhecida por *caixa-preta* da sala de aula, levando a estimativas viesadas.

acordo com os autores, a única forma direta de intervenção para melhoria do desenvolvimento educacional das crianças. Importantes estudos sobre o efeito-escola para dados brasileiros podem ser encontrados em Felício e Fernandes (2005), Soares e Candian (2007), Soares (2003, 2004, 2007), Andrade e Soares (2006), Biondi e Felício (2007) e Curi (2010).

A multiplicação de trabalhos desta natureza no Brasil é atribuída à consolidação dos sistemas de avaliação de desempenho escolar nos últimos anos. O SAEB (Sistema de Avaliação da Educação Básica) foi ministrado entre 1990 e 2005, bianualmente, por meio da aplicação de exames para alunos da 4ª e 8ª séries do ensino fundamental e 3ª série do ensino médio, por meio de uma amostra nacional<sup>6</sup>. A partir de 2005, o Ministério da Educação e Cultura (MEC) iniciou a aplicação da Prova Brasil, de caráter censitário, abarcando conhecimentos em matemática e língua portuguesa, para alunos da 5ª e 9ª séries do ensino fundamental. Deste modo, a disponibilização de dados oriundos dos exames de proficiência levou a um crescimento importante da produção de pesquisas que utilizam o desempenho nestes testes como *proxy* para qualidade da educação. A Prova Brasil e o SAEB, este último a partir de 1995, têm por técnica de medição de desempenho a *Teoria de Resposta ao Item*, que permite comparar os resultados de diferentes populações, substanciando ganhos consideráveis para análise de desempenho dos estudantes (ANDRADE *et al*, 2000).

### 3.3. A municipalização do sistema educacional brasileiro

A descentralização da política educacional, no Brasil, é definida na arquitetura de sistemas educacionais, em âmbitos federal, estadual e municipal. À essa última esfera cabe maior parte da articulação das políticas por abranger a maior parte da oferta do Ensino Básico, a saber, infantil e fundamental. Este cenário encontra-se em consonância com a proposição de municipalização das políticas, em todas as suas áreas de atuação, apresentada na Carta Constitucional de 1988.

A Constituição Federal de 1988 (doravante, CF) propôs o Pacto Federativo, precisando as competências dos entes federados, culminando na ampliação das responsabilidades dos Estados e Municípios, ainda que a maior parte da arrecadação mantenha-se concentrada na União. A CF de 1988 referendou os anseios de maior autonomia político-administrativa dos Estados e Municípios em relação à consecução das ações políticas como um todo, uma vez que tais entes abarcam, em suas ações, os interesses da sociedade civil, dada a maior proximidade e acesso desta à esfera administrativa. No que tange especificamente à política

---

<sup>6</sup>Ainda que o SAEB ainda seja ministrado, houve uma interrupção na divulgação dos resultados, em 2007 e 2009, sendo retomada em 2011.



educacional, é no âmbito municipal que se cristaliza a participação direta da população, organicamente, seja por meio dos interesses comunitários ou das entidades partícipes do sistema educacional. Esta perspectiva pressupõe que as limitações técnica e financeira dos Municípios, bem como a heterogeneidade regional do País, apresentar-se-iam enquanto obstáculo ao objetivo último da política educacional, a saber, a oferta equitativa de serviços educacionais a população. De acordo com Sarmiento (2005), a descentralização da política educacional permite uma maior participação das comunidades nas decisões e garante maior aderência da política educacional às singularidades de cada município.

Ainda que a descentralização das políticas educacionais não seja assunto recente, apresentando momentos de importante debate já no Império<sup>7</sup>, o processo de municipalização contumaz se deu a partir da Lei 5692/71, de 1971, ao vincular os gastos educacionais ao Fundo de Participação dos Municípios, e alavancou-se com a CF de 1988, dividindo as responsabilidades entre os três entes da Federação e atribuindo à União o dever de redistribuir os recursos e garantir assistência técnica aos Estados e Municípios para a execução das ações educacionais que não sejam diretamente responsabilidade federal (*e.g.* escolas federais), por meio do chamado Regime de Colaboração<sup>8</sup>. A Lei de Diretrizes e Bases 9394/96, de 1996, além de confirmar a tendência municipalizadora, aumentou as atribuições dos municípios em relação ao texto Constitucional.

A CF de 1988 permitiu aos Municípios criarem sistemas próprios de ensino para a Educação Básica, para além do já então sistema administrativo em vigor, por meio das secretarias municipais de educação. A LDB, por sua vez, definiu mais claramente as atribuições destinadas às municipalidades, permitindo a estas a elaboração de políticas próprias para a educação. De acordo com Sarmiento (2005), a CF de 1988 e, posteriormente, a Lei 9.394/96, garantiu aos municípios a autonomia em criar e gerir um sistema próprio de ensino. Alternativamente, o município detém o direito de manter-se composto ao sistema estadual.

O processo de descentralização, que permitiu o estabelecimento de sistemas municipais de ensino, teve por resultados diretos a incorporação da educação na Leis Orgânicas Municipais (LOMs) e o desenvolvimento de Planos Municipais de Educação (doravante, PME). Saviani (1998) define PME como “*instrumento (...) visando atender às necessidades educacionais da população, buscará introduzir a racionalidade social, isto é, o uso adequado dos recursos de modo a realizar o valor social da educação*”(SAVIANI, 1998, p. 134). Cabe ao Plano

---

<sup>7</sup>Mais detalhes em Saviavi (1999) e Peixoto (1999).

<sup>8</sup>Conforme pode ser verificado no Art. 211 da Constituição Federal (BRASIL, 1988).

diagnosticar os problemas e potencialidades do sistema educacional e desenvolver os instrumentos financeiros e de gestão para que as metas sejam alcançadas. De acordo com Souza e Faria (2004), os PME's afetam duplamente os Municípios: primeiramente conforme exposto acima, ainda que não se afigurasse exigência legal, são importantes mecanismos para a implementação dos Sistemas Municipais de Ensino (SOUZA e FARIA, 2004); por outro lado, os Planos Municipais envolvem o poder municipal na formulação de planos nacionais de educação.

Outro instrumento da municipalização da educação básica, os Conselhos Municipais de Educação (doravante, CME), atuam no sentido de lastrear as políticas municipais em relação aos anseios da comunidade. Teixeira (2004) afirma que oCME faz a *“intermediação entre o Estado e a sociedade, traduz em ideais e concepções mais amplos de educação que, em cada momento histórico, influenciam a dinâmica das políticas educacionais em pauta”*(TEIXEIRA, 2004, p. 691). São compostos por entidades do governo, usuários do sistema e prestadores de serviços, conforme preconiza a LDB, tendo por função fiscalizar e substanciar a política educacional, além de aprovar e acompanhar as transferências “fundo a fundo”.

De acordo com Dourado (2007), houve, a partir de 2003, uma reestruturação da política educacional no País sendo, todavia, mantido o processo de municipalização. O desenvolvimento do Fundo Nacional de Financiamento da Educação (FNDE), do Plano Nacional de Educação (PNE), do Plano Nacional de Educação Infantil (PNEI) e a criação do Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE), em 2007, incrementaram a descentralização do sistema educacional brasileiro, especialmente, no que se refere ao financiamento. Em substituição ao Fundo de Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF), previsto na CF de 1988 e reafirmado pela LDB, que vigorou entre 1997 e 2006, foi criado o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (FUNDEB). O Fundo, de acordo com Dourado (2007), é um avanço no processo de municipalização, constituindo-se uma contribuição social compositora do FNDE, que financia as metas propostas pelo PDE por meio da distribuição de recursos educacionais de modo a induzir maiores investimentos municipais em educação básica, bem como, por meio dos critérios de redistribuição especificados, reduzir a desigualdade regional no investimento em educação.

Desta forma, o processo de descentralização das políticas de Educação Básica no Brasil vem, nas últimas décadas, protagonizando o papel exercido pelo município no desenvolvimento educacional, sendo esta uma tendência para décadas subsequentes. A análise na eficácia e, conseqüentemente, e desigualdades educacionais municipais representam, assim,

importante meio para avaliação dos resultados da arquitetura da política educacional adotada pelo País desde a redemocratização.

### 3.4. *Mensurando a desigualdade educacional*

Resultados em testes de proficiência padronizados enquanto medida de nível de aprendizado e qualidade educacional têm sido, como apontado anteriormente, largamente utilizados no último meio século. Porém, medidas que capturem a desigualdade de rendimentos educacionais não têm sido consensuais na literatura. Uma gama de estudos tem utilizado medidas de dispersão absolutas, como o desvio-padrão (*e.g.* RAM, 1990), ao passo que outros estudos têm lançado mão de medidas relativas, como índices de Gini ou Theil (*e.g.* THOMAS *et al.*, 2002). Há, ainda, um grupo de trabalhos baseados em decomposição estática de indicadores de desigualdade, cujo principal objeto, por suas características singulares, tem sido o índice de Theil (*e.g.* SCORRZAFAVE e FERREIRA, 2011).

Dois comentários devem ser tecidos sobre estes estudos: em muitos casos foi utilizado o grau escolarização como medida para desempenho educacional, e a definição de desigualdade por meio da categorização de subgrupos ou medidas de dispersão, como o desvio-padrão. No que se refere ao primeiro tópico, para além do que já foi apontado na seção anterior, Todd e Wolpin (2003) apontam a premência da qualidade da educação oferecida (por meio de resultados de exames de proficiência) sobre a escolarização dos indivíduos, como medida para capturar o desenvolvimento educacional.

Para uma compreensão mais ampla da problemática da definição da medida de dispersão de aprendizado deve-se compreender a natureza da metodologia em que se baseiam a esmagadora maioria dos exames de proficiência: A Teoria da Resposta ao Item (TRI). Na metodologia TRI, os resultados nos testes são *proxies* para capturar as habilidades do indivíduo por meio do número de itens corretamente respondidos. A nota é uma medida de habilidade em uma escala permitindo a comparação com o desempenho de outro aluno, aferido na mesma escala<sup>9</sup>. Este processo é definido pela imposição de uma métrica arbitrária para os resultados dos testes que são padronizados por uma média e desvio-padrão.

Uma vez que as medidas de desigualdade educacional são construídas a partir de variáveis aleatórias com distribuição padronizada (os *scores* dos exames), e essas variáveis são produzidas por meios de *scores* ajustados pela TRI por meio de médias e desvios-padrão, ocorre um processo de translação da distribuição original e uma reescalação. O primeiro

---

<sup>9</sup>Esta técnica envolve, entretanto, possíveis erros de mensuração, sendo o mais importante o chamado *acerto ao acaso*, possível de tratamento por um modelo logístico que incorpore um *parâmetro de acerto ao acaso* (ANDRADE *et al.*, 2000).

fenômeno se dá por intermédioda diferença entre a nova média arbitrária e a média original, ao passo que o segundo fenômeno é decorrente da relação entre os desvios-padrão novos e os originais. Ferreira e Gignoux (2011) apresentaram uma justificativa para a inadequação de medidas de desigualdade relativa, como os índices de Gini e Theil, para mensuração de padrão de iniquidade que tenham por base variáveis aleatórias advindas da TRI. Considerando o exposto neste parágrafo, os autores apresentam os seguintes axiomas, que medidas de dispersão desta natureza devem respeitar:

*i)* Simetria: garante a insensibilidade da medida a qualquer permutação do vetor de variáveis com distribuições padronizadas originais;

*ii)* Continuidade da variável aleatória;

*iii)* Princípio da transferência: possui dois axiomas, sendo o axioma forte ocorrido quando a medida cresce, e o fraco quando a medida não apresenta queda, em uma situação em que qualquer sequência preserva a dispersão das médias;

A medida de dispersão deve ainda satisfazer ao menos um dos axiomas adicionais abaixo listados, posto que, de acordo com Ferreira e Gignoux (2011), citando Zheng (1994), não é possível que nenhum indicador satisfaça simultaneamente os axiomas *i-iii* e *iv-v*.

*iv)* Invariância de escala: exige a insensibilidade da medida a qualquer variação na escala do vetor de variáveis aleatórias com distribuição padronizada;

*v)* Invariância de translação: exige a insensibilidade da medida a qualquer translação do vetor de variáveis aleatórias com distribuição padronizada.

Um indicador de dispersão, como já citado, não é capaz de satisfazer as propriedades das invariâncias de escala e translação se satisfizer os axiomas *i-iii*, de modo que não existe uma medida que seja simultaneamente invariante a variações na escala da variável aleatória original, bem como invariante a translações no vetor de variáveis aleatórias (FERREIRA e GIGNOUX, 2011). Esta conclusão implica no resultado abaixo.

*a)* Nenhum indicador de desigualdade produz uma medida cardinalmente idêntica para as distribuições pré e pós padronização.

O resultado *a* implica que uma medida apenas será válida se as distribuições das variáveis pré e pós padronização forem idênticas, uma vez que um processo de padronização é apenas uma transformação métrica, não alterando as propriedades estatísticas da variável.

Ferreira e Gignoux (2011) apresentam, ainda, um segundo resultado para demonstrar que índices de desigualdade muito utilizados não respeitam o resultado *a*.

*b*) Muitos de conhecidos índices de desigualdade não são ordinalmente equivalentes em suas distribuições pré e pós padronização<sup>10</sup>.

Este resultado advém do fato da maior parte dos indicadores de desigualdade terem a sua variância como função de sua média padronizada, o que implica em uma dependência de escala, ou seja, o indicador varia em função da mudança métrica em sua média. A maioria dos índices de desigualdade não é ordinalmente invariante no processo de padronização do ajustamento da TRI às respostas originais (FERREIRA e GIGNOUX, 2011).

Ferreira e Gignoux (2011), então, sugerem a utilização do desvio-padrão ou variância dos resultados de exames baseados na TRI como medida de desigualdade. Segundo os autores, além de satisfazerem, notadamente, os axiomas *i-iii*, o desvio-padrão ou variância, são aditivamente decomponíveis, e apresenta variância cardinalmente invariantes à padronização.

Desta forma, com base na proposição de Ferreira e Gignoux (2011), este estudo utilizou o desvio-padrão das proficiências dos estudantes no exame de Matemática da Prova Brasil como *proxy* para desigualdade educacional.

#### 4. BASE DE DADOS

A base de dados utilizada é oriunda de fontes diversas, a saber, Prova Brasil<sup>11</sup>, IBGE, Finbra, Ministério da Saúde e Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (FIRJAN)<sup>12</sup>. As variáveis dependentes são o desvio-padrão da proficiência dos estudantes e os *scores* alcançados pelos estudantes, para o primeiro ensaio, e o desvio-padrão das notas no segundo ensaio, ambas por média escolar, na Prova Brasil<sup>13</sup> para 2007 e 2009<sup>14</sup>.

A Prova Brasil é uma avaliação censitária, aplicada a todos os alunos da rede pública de ensino, para as 5<sup>a.</sup> e 9<sup>a.</sup> séries do Ensino Fundamental, bianualmente, em todo o território nacional. A Prova Brasil é administrada pelo Ministério da Educação, sendo sua primeira versão datada de 2005. Nesta primeira aplicação, foram selecionados alunos de escolas urbanas cujas turmas apresentaram um mínimo de 30 alunos. A partir de 2007 foram incluídas

---

<sup>10</sup>Ferreira e Gignoux (2011) apresentam o índice de Gini como estudo de caso.

<sup>11</sup>Agradecimentos ao Econs/UFJF pelo apoio no fornecimento dos microdados provenientes dos relatórios da Prova Brasil.

<sup>12</sup>A Tabela 3.A, em Anexo, fornece a descrição das variáveis utilizadas.

<sup>13</sup>Disponível no site eletrônico do Instituto Nacional de Educação Anísio Teixeira (INEP) do Ministério da Educação (MEC).

<sup>14</sup>Foi utilizada a proficiência e desvio-padrão das notas dos estudantes na Prova Brasil padronizada pela escala do SAEB.

as escolas rurais e o corte do número de alunos por classe reduziu-se para 20 estudantes. As avaliações seguem a metodologia da TRI, sendo aplicados testes de proficiência em Matemática e Língua Portuguesa, cuja escala varia entre 0 e 500 pontos. Para os exames de Matemática aplicados no 5º ano do Ensino Fundamental, que representa a amostra de interesse deste estudo, a nota mínima esperada é 225, que captura o leque de habilidades mínimo exigidos para crianças cursando este estágio do processo escolar.

As variáveis dependentes definidas para os dois ensaios foram o *score* médio escolar e desvios-padrão associados, dos alunos do 5º ano do ensino fundamental no exame de Matemática da Prova Brasil. A utilização das notas nos exames de matemática se deram por conta desta disciplina capturar de forma mais pura as habilidades desenvolvidas pelos indivíduos. A consolidação das habilidades matemáticas não prescinde de um desenvolvimento intuitivo da capacidade numérica e de magnitudes. Esta intuição matemática se desenvolve apenas pelo exercício constante e contínuo de atividades formais que permitem a visualização de identidades aritméticas e geométricas, bem como a capacidade de identificação da notação. Desta forma, o desenvolvimento de habilidades numéricas possui uma característica binária: é preciso um pleno desenvolvimento de uma gama de habilidades primárias para posterior criação de habilidades secundárias que permitem a fundamentação de uma intuição matemática (GEARY, 2007). Foram considerados alunos apenas da 5ª série do Ensino Fundamental em função desta série corresponder, sem defasagens de série, aquela composta por alunos de, em média, 10 anos de idade. Esta idade corresponde aquela em que o cérebro apresenta maior maleabilidade, sejam na formação do QI (JENSEN, 1980; SHONKOFF e PHILLIPS, 2000), seja no desenvolvimento do córtex pré-frontal, responsável pelo desenvolvimento socioemocional (KNUDSEN, 2004; KNUDSEN *et al.*, 2006). Desta forma, alunos em idade mais remota tendem a ser mais sensível a aquisição de novos conhecimentos.

As variáveis de controle para as características dos alunos, professores e escolas também foram extraídas dos dados da Prova Brasil para os respectivos anos, por meio de informações obtidas pela aplicação de questionários direcionados<sup>15</sup>. As variáveis de controle das características dos municípios onde se localizam as escolas foram obtidas por diversas fontes: as informações sobre os gastos municipais em Ensino Fundamental foram extraídas da Finbra<sup>16</sup>; Índice FIRJAN de Desenvolvimento Humano Municipal<sup>17</sup>, *proxy* para

---

<sup>15</sup>Os questionários, aplicados a alunos, professores e diretores das escolas encontram-se disponíveis no sítio eletrônico do INEP.

<sup>16</sup>Disponível no sítio eletrônico da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

desenvolvimento socioeconômico; os dados elaborados pelo IBGE para Produto Interno Bruto *per capita* municipal, *proxy* para renda municipal; a taxa de homicídios para cada cem mil habitantes, fornecida pelo Ministério da Saúde, *proxy* para nível de criminalidade municipal<sup>18</sup>; e, também através do IBGE, as variáveis referentes às políticas municipais de educação.

O vetor de características dos estudantes foi composto por elementos relacionados ao *background* familiar e características intrínsecas aos alunos, sendo as variáveis relacionadas ao primeiro componente definidas de acordo com a proposição de Buchmann (2002), que afirma que as características socioeconômicas do indivíduo podem ser capturadas por meio da escolaridade dos pais, posse de bens de consumo pela família (neste estudo, aparelho televisor) e bens de alto valor, indicadores de padrões diferenciados de renda (neste estudo, automóvel). A variável relativa a gênero foi incluída como determinante não controlável dos indivíduos em relação a seu desempenho. A inclusão de porcentagem de alunos com ao menos uma reprovação ou que já abandonaram ao menos uma vez algum ano letivo, foram incluídas como *proxies* para vida escolar pregressa dos estudantes para controlar efeitos oriundos da acumulação de habilidades<sup>19</sup>. Foi incluída, ainda, a proporção de estudantes que sempre fazem os deveres de casa como *proxy* para empenho discente. A introdução das variáveis referentes à participação dos pais em reuniões escolares foi introduzida como *proxy* para participação familiar na vida escolar do discente<sup>20</sup>. Em sua abordagem relativa à educação, a Teoria do Capital Social preconiza a participação da família no processo de escolarização dos indivíduos (CURI, 2010)<sup>21</sup>.

Em relação às variáveis do vetor de insumos escolares, estas podem ser divididas entre fatores escolares e corpo docente. No tocante à primeira, Soares e Candian (2007) indicaram que os elementos internos a gestão escolar e projeto pedagógico promovem uma adequação das práticas escolares às necessidades dos alunos. Segundo as conclusões dos autores, uma vez controlados os efeitos socioeconômicos individuais dos estudantes, os resultados dos estudantes de diferentes escolas são responsivos às práticas escolares de cada unidade. Desta

---

<sup>17</sup>Elaborado pela Federação das Indústrias do Rio de Janeiro e disponível no sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) do Ministério de Assuntos Estratégicos.

<sup>18</sup>Obtido por meio do sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

<sup>19</sup>De acordo com Cunha e Heckman (2007), o processo de formação de habilidades dá-se de forma cumulativa, tal que habilidades formadas em um estágio do ciclo de vida do indivíduo é um determinante da habilidade produzida no estágio subsequente.

<sup>20</sup>A inclusão desta medida foi lastreada na teoria do Capital Social de Coleman (1996), que apregoa que a acumulação de ativos importantes ao desenvolvimento humano passa pela estrutura de relação em que o indivíduo está inserido.

<sup>21</sup>Curi (2010) definiu como *capital social de intervenção* aquelas variáveis que se distinguem do *capital social de convivência*. Este primeiro refere-se a ações familiares efetivas, no sentido de promover uma cobrança real sobre a vida escolar do indivíduo, o qual se alinha a variável utilizada neste estudo.

forma, a existência de projeto pedagógico sinaliza uma organização interna à escola em padronizar o sistema de ensino. Para além das práticas pedagógicas, a infraestrutura escolar é um importante determinante do desempenho estudantil. Menezes-Filho (2007) aponta que o desempenho dos alunos é responsivo ao estado de conservação física da unidade escolar. No mesmo sentido, Soares (2003) afirma que os investimentos em infraestrutura possuem, no Brasil, um impacto ainda muito importante, uma vez que é verificado um atraso no processo de formação básica do sistema escolar, tal que os gargalos de infraestrutura são ainda muito grandes no País. A existência de biblioteca foi utilizada como *proxy* para infraestrutura escolar, abarcando as características físicas e estruturais da unidade. Esta estratégia foi utilizada por Andrade e Soares (2006). Foi introduzida a variável que captura a existência de programa de reforço escolar, com o intuito de capturar a adequação das estratégias escolares para recuperação de desempenho de estudantes mais fracos.

No que tange às variáveis componentes da subcategoria concernente ao corpo docente, foram adotadas variáveis que representem características dos professores em termos de seu rendimento. Protagonista para explicar o efeito das características docentes sobre o desempenho dos estudantes (HANUSHEK, 1986), a experiência do professor foi introduzida como proporção de professores com mais de cinco anos de experiência, tempo médio de docência que lastreia um melhor rendimento em sala (KANE, ROCKOFF e STAIGER, 2008). Este efeito é produzido, de acordo com Murnane e Phillips (1981), pela interação de dois efeitos: *learning by doing* e *selection effects*. O primeiro consiste no processo de aprendizado pelo exercício profissional, em que o professor melhora seu desempenho por tentativa e erro. O segundo, por sua vez, assume uma seleção produzida pelo tempo de trabalho: professores ruins tendem a abandonar mais rapidamente a profissão, mantendo-se em atividade aqueles mais talentosos. Goldhaber e Brewer (2000) atestam a importância da graduação docente na disciplina em que leciona, justificando a inclusão da proporção de professores com graduação em Matemática ao modelo. Para capturar o empenho do docente em sala de aula, a proporção de professores que sempre corrigem deveres de casa foi incluída, intuindo um relacionamento positivo com a eficácia, conforme destacaram Franco *et al* (2008) e Franco *et al* (2007), e negativo com a desigualdade. No que se refere à renda aferida com a atividade docente, foi utilizado como *proxy* o percentual de professores cujos rendimentos apresentam-se superiores à média nacional salarial identificada na base de dados<sup>22</sup>. Embora a variável apresente uma relação inconclusiva no que tange ao desempenho docente, Hanushek e Rivkin (2006)

---

<sup>22</sup>Trata-se da faixa de renda média, dentre as categorias presentes nos questionários da Prova Brasil, identificada para cada ano de análise.



enfatizam a importância da avaliação do rendimento dos professores, como determinante de sua qualidade.

Em relação às variáveis que capturam as características dos municípios em que se localizam as escolas da base de dados, a taxa de homicídios a cada 100 mil habitantes, por município, foi especificada como medida para capturar o nível de violência municipal. De acordo com Becker (1974), o modelo que define a tomada de decisão dos agentes em lançar-se a atividades criminosas considera a existência de um *trade-off* entre o ganho e o risco da atividade criminosa. Considerando a relação entre desempenho acadêmico e ganhos futuros dos indivíduos como positivamente correlacionados (BECKER, 1963), pode-se concluir que os indivíduos também exploram um *trade-off* entre dedicação aos estudos e atividades criminosas. Desta forma, para além dos efeitos nocivos ao desempenho gerados por índice altos de violência, a criminalidade de uma comunidade pode influenciar o próprio processo de decisão dos indivíduos e famílias sobre a forma com que tratará sua vida escolar.

O IFDM<sup>23</sup>, medida para o desenvolvimento humano municipal, tem por base três componentes, a saber, emprego e renda, saúde e educação. Em termos de desigualdade de desenvolvimento de habilidades, é esperado que padrões mais elevados de desenvolvimento humano impliquem em níveis de desigualdade educacionais mais amenos e maiores níveis de rendimento escolar, uma vez que a multidimensionalidade capturada pelo indicador, em termos de padrão de vida, afeta os múltiplos canais de desenvolvimento de habilidades dos indivíduos, que estão altamente associados entre si em um processo de formação multidimensional que abrange todas as experiências vividas pelos indivíduos (SEN, 1985).

No que se refere ao PIB *per capita*, *proxy* para renda municipal, esta é um elemento-chave para explicar a desigualdade educacional *intra*-regional, conforme exposto por Castro (2000). Os diferenciais regionais de renda podem afetar fortemente o desempenho dos estudantes por capturarem o nível de riqueza de uma população, o que estaria atrelado à capacidade de ofertar bens e serviços privados que melhorem a capacidade de aprendizado dos indivíduos (LLOYD e HERTZMAN, 2010).

Em relação aos gastos municipais *per capita* em educação básica, *proxy* para investimentos públicos em educação, um importante debate na literatura recente aponta a importância de sua consideração no modelo. Ainda que muitos estudos apontem uma não significância da relação entre gastos e qualidade educacionais em níveis internacional (*e.g.* HANUSHEK e LUQUE,

---

<sup>23</sup>O IFDM é calculado anualmente pelo Sistema FIRJAN, utilizando variáveis oficiais nas modalidades Emprego e Renda, Educação e Saúde. O índice varia entre 0 e 1, donde quanto mais próximo da unidade se encontrar o *score*, maior o desenvolvimento municipal.

2003) e brasileiro (*e.g.* AMARAL e MENEZES-FILHO, 2008), os gastos municipais em educação apresentam um importante componente: a composição da política municipal de educação. Isto ocorre pelas características do financiamento do sistema educacional. O FNDE, que distribui o Fundeb entre estados e municípios, com base no número de matrículas nos Ensinos Médio e Fundamental, para os estados, e nas matrículas em Ensinos Infantil e Fundamental, para os municípios, pode produzir desequilíbrios importantes na distribuição de recursos entre os municípios, desde o Fundef (DAVIES, 2006). De acordo com Davies (2006), o Fundeb em pouco acrescentou em termos de receitas, mas pode ter levado a um grande desnivelamento na distribuição, o que impacta profundamente na operacionalização das políticas municipais de ensino nos municípios.

Quanto às variáveis referentes à PME, foi introduzida a presença de secretaria exclusiva para educação, em virtude da especificidade da gestão da política educacional em relação às outras políticas. De acordo com o Plano Nacional de Educação (2006), o processo de municipalização da educação não prescinde de uma maior especialização dos agentes e gestores da política educacional em prol de resultados educacionais mais satisfatórios. Um sistema de ensino próprio, ou seja, gerido e organizado pelo município, foi considerado pois, de acordo com Sarmento (2005), a descentralização da política educacional, por meio de sistemas próprios de educação, permite uma maior participação das comunidades nas decisões e garante maior aderência da política educacional às singularidades de cada município. A mesma justificativa explica a adoção da variável que indica a presença de um Plano Municipal de Educação, uma vez que, conforme explicitado na seção anterior, este age como um instrumento de conexão da política municipal com a política estadual e estreita as relações entre as demandas educacionais da comunidade e a política municipal. A presença de Conselhos Municipais de Educação foi introduzida ao modelo por capturar a participação comunitária nas decisões políticas, o que faz com que as práticas da política municipal se alinhem aos interesses da comunidade, permitindo que a população diretamente envolvida assumam um papel protagonista na tomada de decisões e na formulação das políticas públicas em educação (PDE, 2007). Ademais, uma vez que, de acordo com CF de 1988, os Conselhos de educação são deliberativos, decisões relevantes passam pelos Conselhos.

## 5. REFERÊNCIAS

- AKKARI, A. J. Desigualdades Educativas estruturais no Brasil: Entre estado, privatização e descentralização. **Educação & Sociedade**, v. 22, n. 74, p. 163-189, abril 2001.
- ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, Francisco HG; FRANCO, C. Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira. 2002.
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Alinea, Campinas-SP, 2012.
- AMARAL, L. F. Leite Estanislau; MENEZES-FILHO, N. A Relação entre gastos educacionais e desempenho escolar. In: **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 36th Brazilian Economics Meeting]**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2008.
- ANDRADE, D. F.; TAVARES, H. R.; DA CUNHA VALLE, R. Teoria da Resposta ao Item: conceitos e aplicações. **ABE, São Paulo**, 2000.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics**. Dallas: U.Texas, School of Social Science, 1999. 284p.
- BARRO, R. Human capital and growth. **The American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 12-17, 2001.
- BARROS, R.; MENDONÇA, R. Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. In: **A Economia Brasileira em Perspectiva**. Rio de Janeiro, IPEA, 1996.
- BECKER, G. Human Capital: **A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education**, 3rd Ed. (U. Chicago Press); 1st Ed publ. in 1964, 1993.
- BECKER, G. **A theory of social interactions**. 1974.
- BECKER, G.; TOMES, N. **Child endowments, and the quantity and quality of children**. 1976.
- BIONDI, R.; FELICIO, F. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do SAEB**. Texto para Discussão, 28. Brasília: INEP, 2007.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. M. Do cognitive test scores explain higher US wage inequality?. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 1, p. 184-193, 2005.
- BRASIL. Ministério da Educação. Inep. **O Plano de desenvolvimento da educação**. 2006.
- BROOKOVER, Wilbur B. et al. **School social systems and student achievement: Schools can make a difference**. New York: Praeger, 1979.
- BUCHMANN, C. Measuring family background in international studies of education: Conceptual issues and methodological challenges. **Methodological advances in cross-national surveys of educational achievement**, p. 150-197, 2002.
- CARD, D.; KRUEGER, A. **School resources and student outcomes: an overview of the literature and new evidence from North and South Carolina**. National Bureau of Economic Research, 1996.

- CASTRO, M. H. G. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. **Desigualdade e pobreza no Brasil, Rio de Janeiro, IPEA**, p. 425-458, 2000.
- CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY. **The World Factbook**. Disponível em: <<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook>>. Acessado em: 19 de Dezembro de 2012.
- CLOTFELTER, Charles T.; LADD, Helen F.; VIGDOR, Jacob L. **How and why do teacher credentials matter for student achievement?**. National Bureau of Economic Research, 2007.
- COLEMAN, J. et al. *Equality of Educational Opportunity*. Washington, 1966.
- CUNHA, F.; HECKMAN, J. The Technology of Skill Formation. *American Economic Review*, v.97, n.2, p.31–47, 2007.
- CUNHA, F.; HECKMAN, J.; LOCHNER, L.; MASTEROV, D. Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation. In **Handbook of the Economics of Education**, cap.12, ed. Hanushek, E.; Welch, F. p.697–812. Amsterdam: North-Holland, 2006.
- CURI, E.; CAPES, Financiamento. Prova Brasil de matemática: revelações, possibilidades de avanços nos saberes de alunos de 4ª série/5º ano e indicativos para formação de professores. **Programa Observatório da Educação. Edital**, n. 038, 2010.
- DAVIES, Nicholas. FUNDEB: a redenção da educação básica. **Campinas: Autores Associados**, 2008.
- DUBET, F. A escola e a exclusão. **Cadernos de Pesquisa**, v.119, p.29&45, 2003.
- FELICIO, F.; FERNANDES, R. Efeito da Qualidade da Escola Sobre o Desempenho Escolar: Uma Avaliação do Ensino Fundamental no Estado de São Paulo. **Encontro Nacional de Economia**. Anpec, 2005.
- FERREIRA, F.; GIGNOUX, J. **The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity**. 2011.
- FRANCO, C.; SZTAJN, P.; ORTIGÃO, M. I. Mathematics teachers, reform, and equity: results from the Brazilian National Assessment. **Journal for Research in Mathematics Education**, Reston, V., n.38, 2007.
- FRANCO, C.; ORTIGÃO, I.; ALBERNAZ, A.; BONANIMO, A.; AGUIAR, G.; ALVES, F.; SATYRO, N. Qualidade e equidade em educação: Reconsiderando o significado de “fatores intra-escolares”. **Avaliação de Políticas Públicas**, v. 15, n. 55, p. 277-298, 2007.
- GEARY, D. C. A evolutionary perspective on learning disability in mathematics. **Developmental Neuropsychology**. 32, 471-519, 2007.
- GOLDHABER, D.; BREWER, D. 1997. Why don't schools and teachers seem to matter? Assessing the impact of unobservables on educational productivity. **The Journal of Human Resources**. 32 (3), 505–523.

- GREENBERG, David; MCCALL, John. Teacher mobility and allocation. **Journal of Human Resources**, p. 480-502, 1974.
- GREENWALD, R.; HEDGES, R.; LAINE, R. The Effect of School Resources on Student Achievement, **Review of Educational Research**, 66, 361–396, 1996.
- HANSEN, K.; HECKMAN, J.; MULLEN, K. The effect of schooling and ability on achievement test scores. **Journal of econometrics**. 121(1), p. 39-98, 2004.
- HANUSHEK, Eric A. **Education and Race: An Analysis of the Educational Production Process**. 1972.
- HANUSHEK, E. *The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools*. **Journal of Economic Literature**, v. 24, No. 3, p 1141-1177, 1986.
- HANUSHEK, E. The importance of school quality. in: Paul Peterson (ed.). *Our Schools and Our Future: are we still at risk?*. p.141-73. Stanford: Hoover Institution Press, 2002.
- HANUSHEK, Eric A. **Some simple analytics of school quality**. National Bureau of Economic Research, 2004.
- HANUSHEK, Eric A.; RAYMOND, Margaret E. Does school accountability lead to improved student performance?. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 24, n. 2, p. 297-327, 2005.
- HANUSHEK, Eric A.; LUQUE, Javier A. Efficiency and equity in schools around the world. **Economics of education Review**, v. 22, n. 5, p. 481-502, 2003.
- HANUSHEK, E.; RIVKIN, S. Teacher Quality *in* Hanushek and Welch (eds) **Handbook of the Economics of Education**: Amsterdam: Elsevier, 2006.
- HECKMAN, J.; LAYNE-FARRAR, A.; TODD, P. Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings. **The Review of Economics and Statistics**, p. 562-610, 1996.
- HOX, J. **Multilevel Analysis: Techniques and Applications**. New Jersey: L. Erlbaum Associates, Inc. 2002.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA (IBGE). Disponível em <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>.
- Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) - [http://portal.mec.gov.br/index.php?id=11481&option=com\\_content&task=view](http://portal.mec.gov.br/index.php?id=11481&option=com_content&task=view)
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA APLICADA (IPEA). Disponível em <[www.ipea.gov.br/portal](http://www.ipea.gov.br/portal)>. Acesso em 19 de Fevereiro de 2013.
- JENSEN, A. **Bias in mental testing**. New York: Free Press, 1980.
- KANE, T. J.; ROCKOFF, J. E.; STAIGER, D. What does certification tell us about teacher effectiveness? Evidence from New York City. **Economics of Education Review**, v. 27, n. 6, p. 615-631, 2008.

- KNUDSEN, E. Sensitive Periods in the Development of the Brain and Behavior. **Journal of Cognitive Neuroscience**, v.16/1, p.1412-25, 2004.
- KNUDSEN, E.; HECKMAN, J.; CAMERON, J.; SHONKOFF, J. Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building America's future workforce. **Proceedings of the National Academy of Sciences**. 103(27), 10155-62, 2006.
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**.45,(1), 1-28, 1955.
- LAM, David; LEVISON, Deborah. Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings. **Journal of Development Economics**, v. 37, n. 1, p. 199-225, 1991.
- LEE, V. A necessidade dos dados longitudinais na identificação do efeito-escola. **Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos**, v.91, n.229, p.471-80, 2010.
- LIN, C. A. Education Expansion, Educational Inequality, and Income Inequality: Evidence from Taiwan, 1976-2003. **Social indicators research**, v. 80, n. 3, p. 601-615, 2007.
- LLOYD, J.; HERTZMAN, C. How neighbourhoods matter for rural and urban children's language and cognitive development at Kindergarten and Grade 4. **Journal of Community Psychology**, 2010.
- LODOÑO, J. L. Kuznetsian Tales with attention to human capital. Lundenberg, M., Squire, L., **Growth and Inequality: extracting the lessons for policy makers**. The World Bank, 1990.
- LOPEZ, Ramon et al. **Addressing the education puzzle: the distribution of education and economic reform**. The World Bank, 1998.
- LOREL, B. Assessing Brazilian educational inequalities. **Rev. Bras. Economia**, v. 62, n. 1, p. 31-56, 2008.
- LUZ, L. S. **Os determinantes do desempenho escolar: A estratificação educacional e o efeito valor adicionado**. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP, 2006.
- MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. IFB, 2007.
- MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. Plano Nacional de Desenvolvimento da Educação. Disponível em: <<http://portal.mec.gov.br/arquivos/livro/>>.
- MORTIMORE, P. School effectiveness research: Which way at the crossroads?. **School effectiveness and school improvement**, v. 2, n. 3, p. 213-229, 1991.
- MURNANE, R. **The Impact of School Resources on the Learning of Inner City Children**. Cambridge: Ballinger, 1975.
- MURNANE, Richard J.; PHILLIPS, Barbara R. What do effective teachers of inner-city children have in common?. **Social Science Research**, v. 10, n. 1, p. 83-100, 1981.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT. Programme for International Student Assessment. Disponível em: <<http://www.oecd.org/pisa>>. Acessado em: 16 de Dezembro de 2012.

OECD. Education at a Glance, Paris, 2004.

PEIXOTO, Maria do Carmo Lacerda. Descentralização da educação no Brasil: uma abordagem preliminar. **OLIVEIRA, DA DUARTE, MRT Política e trabalho na escola: administração dos sistemas públicos de educação básica. Belo Horizonte: Autêntica**, p. 101-112, 1999.

RAM, R. Educational expansion and schooling inequality: International evidence and some implications. **The Review of Economics and Statistics**, p. 266-274, 1990.

RIVKIN, S.; HANUSHEK, E.; KAIN, J. *Teachers, Schools, and Academic Achievement. Econometrica*. vol. 73, No.2, p417-58. 2005.

RUTTER, M.; MAUGHAN, B.; MORTIMORE, P.; OUSTON, J.; SMITH, A. **Fifteen thousand hours: Secondary schools and their effects on children**. Harvard University Press, Cambridge, MA, 1979.

SARMENTO, D. Criação dos sistemas municipais de ensino. **Educ. e Sociedade**, v. 26, n. 93, p. 1363-90, 2005.

SAHLBERG, P. Paradoxes of educational improvement: The Finnish experience. **Scottish Educational Review**, 43 (1), 3-23, 2011.

SAHLBERG, P. **Finnish Lessons: What Can the World Learn From Educational Change in Finland?**. Teachers College Press, 2011.

SAHLBERG, P. Quality and equity in Finnish schools. **School Administrator**, p. 27-30, 2012.

SAVIANI, D. **Da nova LDB ao novo plano nacional de educação: por uma outra política educacional**. Autores Associados, 1998.

SAVIANI, D.. Sistemas de ensino e planos de educação: o âmbito dos municípios. **Educação & Sociedade**, v. 20, n. 69, p. 119-136, 1999.

SCORZAFAVE, L. G.; FERREIRA, R. A.. Desigualdade de Proficiência no Ensino Fundamental Público Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. **Revista Economia**, 2011.

SEABRA, T. Desigualdades escolares e desigualdades sociais. **Sociologia, Problemas e Práticas**, n. 59, p. 75-106, 2009.

SEN, A. Well-being, agency and freedom: the Dewey lectures 1984. **The Journal of Philosophy**, v. 82, n. 4, p. 169-221, 1985.

SEN, A. **Inequality reexamined**. Clarendon Press, 1992.

SHONKOFF, J.; PHILLIPS, D. From neurons to neighborhoods. **The Science of Early Children Development**. National Academy Press/Washington-DC, 2000.

- SIMÕES, M.; DUARTE, A.. Regional growth in Portugal: assessing the contribution of earnings and education inequality. **Estudos do GEMF**, v. 11, 2010.
- SOARES, J. F.; ALVES, Maria Teresa Gonzaga. Desigualdades raciais no sistema brasileiro de educação básica. **Educação e Pesquisa**, v. 29, n. 1, p. 147-65, 2003.
- SOARES, J.F. **Quality and equity in Brazilian basic education: fact sand possibilities**. In: BROCK, C.; SCHWARTZMAN, S. (orgs.) *The Challenges of education in Brazil*. Oxford:OxfordUniversityPress,SymposiumBooks,p.69&88,2004.
- SOARES, J. F. Melhoria do desempenho cognitivo dos Alunos do ensino Fundamental. **Cadernos de Pesquisa**,v.37,n.130,p.135-160, 2007.
- SOARES, J. F. Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 130, p. 135-160, 2006.
- SOARES, J.; ANDRADE, RJ de. Nível socioeconômico, qualidade e equidade das escolas de Belo Horizonte. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, v. 14, n. 50, p. 107-126, 2006.
- SOARES, J. F.; CANDIAN, J. F.. O efeito da escola básica brasileira: as evidências do PISA e do SAEB. **Revista Contemporânea de Educação**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 4, p. 1-12, 2007.
- SOUZA, D. Bello de; FARIA, L. Ciomar Macedo de. Reforma do Estado, descentralização e municipalização do ensino no Brasil: a gestão política dos sistemas públicos de ensino pós-LDB 9.394/96. **Ensaio**, p. 925-944, 2004.
- SUMMERS, Anita A.; WOLFE, Barbara L. Which School Resources Help Learning? Efficiency and Equity in Philadelphia Public Schools. **IRCD Bulletin**, 1976.
- SUMMERS, Anita A.; WOLFE, Barbara L. Do schools make a difference?.**The American Economic Review**, v. 67, n. 4, p. 639-652, 1977.
- TEIXEIRA, L. H.. Conselhos municipais de educação: autonomia e democratização do ensino. **Cadernos de Pesquisa**, v. 34, n. 123, p. 691-708, 2004.
- THOMAS, V.; WANG, Y.; FAN, X..**Measuring education inequality: Gini coefficients of education**. World Bank Publications, 2000.
- TODD, P.; WOLPIN, K.. On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. **The Economic Journal**, v. 113, n. 485, p. F3-F33, 2003.
- WAIL, B.; HANCHANE, S.; KAMAL, A.. A New Data Set of Educational Inequality in the World, 1950-2010: Gini Index of Education by Age Group. **Ava. at SSRN 1895496**, 2011.
- WALTENBERG, Fábio D.; VANDENBERGHE, V. What does it take to achieve equality of opportunity in education?: An empirical investigation based on Brazilian data. **Economics of Education Review**, v. 26, n. 6, p. 709-723, 2007.



## 6. QUALIDADE E EQUIDADE NO ENSINO FUNDAMENTAL MUNICIPAL BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM HIERÁRQUICO-ESPACIAL

### 6.1 .Introdução

Ainda que o Brasil venha, nas últimas décadas, registrado grandes avanços em termos de desenvolvimento educacional, a qualidade da educação pública brasileira tem se configurado um dos mais importantes obstáculos ao desenvolvimento do país. Os resultados obtidos pelos alunos brasileiros em testes internacionais têm se mostrado insatisfatórios, como pode ser atestado nos resultados do exame PISA de 2012, apresentados nas Tabelas 2.A, 3.A e 4.A, em anexo.

Para além da ineficácia educacional notável, o relacionamento entre características socioeconômicas dos alunos e eficiência escolar assume, no Brasil, padrão entre os mais importantes do mundo (OECD, 2004), implicando em considerável desigualdade educacional. Neste sentido, por desigualdade *intra*-escolar entende-se a disparidade no desempenho escolar de alunos que frequentam a mesma escola (FRANCO *et al*, 2007). No que se refere à desigualdade *entre*-escolas, esta refere-se à dispersão do desempenho médio das unidades escolares entre si, condicionadas ou não ao pertencimento destas a unidades territoriais comparáveis (ex. municípios).

Desde os resultados de Coleman (1966), o papel das características socioeconômicas para explicar o desempenho escolar assumiu protagonismo. A preocupação com a dimensão da escola, no entanto, não pode ser negligenciada, pois, de acordo com Felício e Fernandes (2005), a escola se caracteriza como o objeto principal de atuação do poder público na formulação de políticas de melhoria da qualidade e da equidade educacionais. Assim, o efeito-escola apresenta um importante parâmetro a ser considerado não apenas para explicar a qualidade do ensino oferecido, como também pela iniquidade associada a tal qualidade, uma vez que a escola atua no sentido de reduzir ou ampliar as desigualdades oriundas das diferenças nas características dos alunos.

Este trabalho busca verificar a existência de um eventual *trade off* entre eficácia e equidade no ensino fundamental público municipal urbano, identificando o papel dos insumos escolares, corpo docente, características individuais dos alunos e elementos relacionados à política municipal da educação (PME) e determinantes socioeconômicos municipais, em relação as notas médias das escolas no exame de Matemática da Prova Brasil aplicada nos anos de 2007 e 2009. Realizar-se-á uma análise comparativa entre o comportamento dos determinantes supracitados, estimando dois modelos cujas variáveis dependentes foram especificadas como o desvio-padrão das notas médias das escolas (medida de dispersão),

conforme realizado por Thomas *et al* (2000) e o nível de proficiência médio das mesmas (medida de eficácia), de acordo com a proposição de Coleman (1966), de modo a verificar se existe um padrão relacional entre a eficiência e equidade na formação de habilidades cognitivas no sistema educacional. A inclusão de controle para dependência espacial permitirá, ainda, identificar um padrão de interação espacial dos municípios brasileiros em relação à qualidade e à equidade educacionais.

Além desta seção eminentemente introdutória, este ensaio divide-se em cinco partes. A próxima seção uma revisão de literatura sobre os determinantes da eficácia e equidade no desempenho acadêmico dos estudantes. A terceira seção exhibe os aspectos metodológicos do trabalho. Os resultados são apresentados e discutidos na quinta seção. Por fim, são feitas as considerações finais.

## 6.2. Revisão de literatura

### 6.2.1. Eficácia e equidade na proficiência escolar em exames padronizados

De acordo com Soares (2007), os insumos escolares podem acentuar ou amenizar os efeitos de desigualdade gerados pelas características individuais dos alunos. Assim, ainda que a maior parte da explicação da variabilidade das notas seja oriunda do *background* familiar, os determinantes escolares passam a assumir um importante efeito sobre a eficácia e a equidade do sistema educacional. Desta forma, a utilização direta de níveis de proficiência permite verificar os efeitos dos insumos escolares sobre a desigualdade e nível de proficiência.

No que se refere a abordagens hierárquicas considerando níveis individual e escolar, uma gama de trabalhos indicaram que os efeitos individuais, embora mais importantes para explicar o rendimento dos estudantes, podem ter seu efeito gerador de desigualdade atenuado por meio dos insumos escolares (ALBENAZ *et al*, 2002; RIOS-NETO *et al*, 2002; RIANI e RIOS NETO, 2008; MACHADO *et al*, 2008; FRANCO *et al*, 2007). Soares e Andrade (2006), por sua vez, identificaram que, embora significativo, o efeito escola apresentou baixa magnitude, sendo apenas residualmente eficaz na amenização do efeito divergente gerado pela discrepância do *background* familiar dos alunos. Este resultado, entretanto, ao abranger apenas as escolas particulares de Belo Horizonte, pode estar subestimando o efeito-escola, uma vez que se espera que escolas privadas possuam indivíduos cujo *background* familiar mostra-se gerador de efeitos positivos. Por sua vez, Soares e Candian (2007) concluíram que o efeito escola age no sentido de ampliar a dispersão de desempenho, não exercendo um poder de atenuação da desigualdade. O resultado indica que o *background* individual determina como o aluno se apropria das melhorias da unidade escolar, fazendo com que a

desigualdade se amplie. Riani (2005), embora especifique um modelo multinível para indivíduos e municípios, utilizou para este último nível, valores médios de variáveis escolares. Os resultados foram similares aos encontrados anteriormente, indicando que efeitos positivos gerados pela escola podem amenizar a desigualdade gerada pelas características individuais. Analogamente à conclusão de Rios-Neto *et al* (2002), Riani (2005) ainda identificou um efeito-substituição entre a escolaridade materna – fundamental para explicar o desempenho escolar dos estudantes (HANUSHEK, 1986) – e variáveis especificadas em termos de escola, a saber, escolaridade do professor, tamanho da turma e infraestrutura escolar, no primeiro estudo, e escolaridade docente, no segundo caso.

Outra estratégia abordada na literatura consiste na utilização de medidas de desigualdade. Trabalhos baseados na decomposição estática de indicadores de desigualdade para identificar os determinantes da iniquidade na formação de capacidades, tendo por medida de qualidade educacional a proficiência de estudantes, têm apontado uma preponderância dos efeitos individuais em detrimento do efeito-escola (ALBENAZ *et al*, 2002; SOARES e MAROTTA, 2009; SCORZAFAVE e FERREIRA, 2011; FELÍCIO e FERNANDES, 2005). Outra linha de estudos utiliza medidas de desigualdade comparáveis, de modo a identificar padrões diferenciados de iniquidade entre regiões, bem como variações no tempo (SOARES, 2006; CASTRO, 2000; LOREL, 2008; BAGOLIN e JUNIOR, 2003).

A utilização de indicadores objetivos de iniquidade permite definir uma relação entre a desigualdade *per se* e seus condicionantes, afigurando-se estratégia eficaz para capturar tal relacionamento (THOMAS *et al*, 2002). Poucos estudos utilizaram medidas objetivas de mensuração da desigualdade, sendo negligenciada a definição destas medidas como variáveis para modelos econométricos, em detrimento a exercícios de decomposição estática. Tais trabalhos têm sido realizados especialmente para verificar a validade da Curva de Kuznets Educacional, seja por meio da utilização do desvio-padrão da quantidade de anos de estudo médio (RAM, 1990; LODOÑO, 1990; LAM e LEVISON, 1991; THOMAS *et al*, 2000, 2002; LOREL, 2008), seja através da adoção do índice de Gini (SOARES, 2006; LIN, 2007). Outros trabalhos identificaram, ainda, relações alternativas entre escolarização e sua distribuição por meio do índice de Gini (*e.g.* MAAS e CRIEL, 1982; THOMAS *et al*, 2000, 2002; CASTELLÓ e DOMENECH, 2002; WAIL *et al*, 2011; BARRO e LEE, 1997, 2001 e LOPES *et al*, 1998).

Ainda que a evolução da literatura tenha incorporado a problemática da desigualdade e seu relacionamento com a eficácia escolar, os determinantes da comunidade sobre os efeitos supracitados não se encontram satisfatoriamente discutidos. Conforme explicitado por

Scorzafave e Ferreira (2011), poucos estudos abordaram os efeitos das características regionais sobre o nível de proficiência e desigualdade no sistema educacional, implicando em perda de eficiência e/ou viés nas estimativas (ALBENAZ *et al*, 2002). A abordagem das características regionais deve ser considerada em um sistema estratificado como o brasileiro. Curi (2010), ao concluir que o desempenho da escola tem a maior parte de sua variabilidade explicada pelo desempenho total médio das escolas da amostra, afirma que uma parte desta variação advém de determinantes regionais, não abordados na análise. Neste sentido, o autor vai ao encontro da proposição de Scorzafave e Ferreira (2011), identificando a relegação das características comunitárias na determinação dos padrões de desempenho e equidade educacionais na literatura nacional sobre o tema.

Soares (2006), a partir dos determinantes individuais dos estudantes cujas escolas estão entre as 10% mais bem ranqueadas em termos de média das variáveis relativas ao nível socioeconômico, calculou o índice de Gini para cada grupo de escolas pertencentes a diferentes regiões, identificando diferenças importantes. Conclusão similar foi encontrada por Castro (2000), apontando três determinantes do aprofundamento da desigualdade educacional entre as regiões brasileiras ao longo da década de 1990, a saber, a heterogeneidade regional do desenvolvimento socioeconômico interno ao País, o papel das políticas estaduais e/ou municipais de educação e, por fim, o papel exercido pela União na articulação das políticas educacionais. Desta forma, o autor concluiu que as diferenças educacionais entre as regiões vêm se aprofundando, simultaneamente a esforços de investimento superiores por parte daquelas portadoras de indicadores mais desfavoráveis. Similarmente, estimando o índice de Gini (para estados e regiões brasileiras) educacional para escolarização, Bagolin e Júnior (2003) e Lorel (2008) apontam uma redução da desigualdade entre as regiões de forma não uniforme, indicando um importante padrão de heterogeneidade regional. Apesar da existência de um *efeito-alcance* educacional – o que significa que estados com menor nível de escolarização apresentaram taxas de decréscimo do índice de Gini mais acentuadas – Bagolin e Junior (2003) concluem que estados detentores de maior estoque de capital humano, ou seja, maior nível de escolarização, apresentam, ainda, menor desigualdade educacional.

Estudos baseados em modelagem hierárquica apresentaram, igualmente, significância das variáveis municipais na determinação da desigualdade de desempenho dos estudantes. Riani (2005), considerando a probabilidade de frequência escolar e progressão das séries, concluiu que características relativas à escola, como escolaridade do professor, tamanho da turma e infraestrutura escolar, avaliados em valores médios municipais, são substitutos da escolaridade materna, variável mais importante para explicar a variável dependente. Machado

*et al* (2008) também apontam a relevância das características municipais para explicar o desempenho dos estudantes, embora amenizadas pelo efeito dos atributos individuais e familiares.

Wailet *al* (2011) identificaram que os determinantes da redução da desigualdade de escolarização, a nível internacional, dependem das especificidades do desenvolvimento de cada país. Outra importante conclusão residiu na identificação de uma relação negativa entre o índice de Gini e o tempo médio de escolarização. Resultados similares foram encontrados por Thomas *et al* (2000), verificando um comportamento convergente entre nível de escolarização e redução da iniquidade escolar. Para dados brasileiros, Bagolin e Junior (2003) e Lorel (2008) encontraram resultados análogos, com as mesmas variáveis. A conclusão, embora aborde a quantidade educacional, indicia a inexistência de um *trade-off* entre equidade e eficácia educacional, bem como indicam que os diferenciais regionais atuam no sentido de amenizar ou acentuar este efeito. Com respeito à hipótese da CKE, tendo por medida de desigualdade o desvio-padrão, Lorel (2008) identificou a existência desta, analogamente ao verificado na literatura internacional.

Com base nos resultados acima apresentados, conclui-se que a omissão do efeito das características regionais e interação espacial pode negligenciar um vetor importante de determinantes da formação de habilidade dos indivíduos. Assim, este trabalho privilegiou a introdução de variáveis municipais com o intuito de controlar os efeitos socioeconômicos regionais que, dada a heterogeneidade regional brasileira, afetam diretamente o desempenho dos estudantes. No que se refere à abordagem metodológica, a especificação de uma abordagem que abranja mais de um nível hierárquico permite uma melhor identificação dos efeitos relativos às características individuais dos alunos e da escola. Albenazet *al* (2002) propõe a modelagem multinível para corrigir a subestimação dos efeitos escolares. Esta correção advém da capacidade destes modelos em explicar a parcela da variância total relativa à dimensão escolar, conforme salientado por Lee e Bryk (1989).

### 6.3. Aspectos metodológicos

#### 6.3.1. Modelos hierárquicos

Substanciado na estrutura bidimensional dos dados, adotou-se um modelo hierárquico em dois níveis. O primeiro abrange a dimensão da escola, enquanto o segundo é relacionado ao município onde a unidade escolar está situada. Assim, é possível controlar as características municipais e de política educacional, sobre a proficiência escolar dos estudantes.

Existem três vantagens associadas à utilização de modelos hierárquicos. Primeiramente, modelos convencionais tendem a produzir erros-padrão estimados muito pequenos, na presença de correlação *intra-grupo*. Goldstein (2005) demonstra que, em caso de existência de dois ou mais níveis na base de dados, as observações individuais que pertençam a um mesmo grupo tendem a gerar viés negativo nos erros-padrão dos parâmetros estimados. Uma segunda vantagem está associada ao particionamento da variância dos erros entre os níveis especificados, permitindo detectar, em modelos de função-produção educacional, o poder de explicação da variação do desempenho escolar das variáveis *intrae extra* escolares. Ademais, a modelagem multinível evita o chamado erro do *nível errado*, que consiste nas *falácias ecológica e atomística*. De acordo com Almeida (2012), a primeira consiste na interpretação de dados agregados em nível individual, enquanto a segunda refere-se a interpretar resultados agregados a partir de informações individuais. Outra vantagem associada à utilização de modelagem hierárquica para a estimação de função-produção educacional consiste em evitar a subestimação do efeito-escola sobre a variável dependente. De acordo com Hanushek (1989), diversos estudos baseados, especialmente em estimações por Mínimos Quadrados Ordinários, tendem a subestimar os efeitos da escola sobre o desempenho dos estudantes. A implementação de níveis escolar e municipal no modelo permitiria, assim, evitar a subestimação do segundo em relação ao primeiro.

Em que pese a natureza dos dados, em estudos sobre educação, os efeitos das características escolares e municipais sobre a proficiência do aluno são distintos. Neste caso em que se defronta com dados espaciais, de acordo com Hox (2002), pode ocorrer heterocedasticidade e não independência nos erros. Os indivíduos (escolas) de um mesmo grupo (município) apresentam correlação maior do que a verificada entre indivíduos distintamente distribuídos entre os grupos, podendo levar a viés e inconsistência nas estimativas e subestimação do coeficiente da variável mais agregada (LEE e BRYK, 1989).

A introdução dos efeitos espaciais nos modelos hierárquicos coube a Morenoff (2003), que desenvolveu um modelo em dois níveis para explicar os determinantes do peso do nascituro, pressupondo um processo de defasagem espacial autorregressivo da variável dependente do primeiro nível como depósito dos efeitos espaciais nos dados. A fim de evitar a violação da hipótese da ortogonalidade para a garantia das propriedades desejáveis dos estimadores, em virtude da endogeneidade gerada pela defasagem espacial do modelo por meio de uma matriz de ponderação espacial, Morenoff (2003) especificou as variáveis defasadoras no último nível hierárquico. Assim, o controle da dependência espacial foi efetuado no maior nível de agregação, doravante definido por variáveis regionais.

Com base nos procedimentos adotados por Morenoff (2003), os resíduos da regressão em níveis do modelo incondicional, em seu segundo nível, são testados para se verificar a presença de autocorrelação espacial por meio da estatística *I de Moran*<sup>24</sup> e, considerando sua detecção, qual o padrão desta dependência<sup>25</sup>. *A posteriori*, estima-se o modelo com a inclusão das defasagens espaciais no nível mais agregado, especificada naquelas variáveis cujo comportamento apresentou padrão de dependência espacial. A defasagem espacial foi feita por uma matriz de ponderação espacial, escolhida com base no procedimento de Baumont (2004)<sup>26</sup>. De acordo com Riani e Rios-Neto (2007), embora o procedimento seja útil na identificação de quais variáveis independentes estão mais espacialmente correlacionadas entre si, apenas os efeitos espaciais das variáveis observadas são controlados, não sendo possível procedê-lo para variáveis não observadas.

### 6.3.2. Especificação do modelo

Inicialmente, estimou-se o *modelo nulo*<sup>27</sup> a fim de verificar se a inclusão de um nível hierárquico adicional apresenta ganhos em relação ao modelo de nível unitário. O modelo especificado seguiu a proposição de Raudenbusch e Bryk (2002), sendo definido o primeiro nível por dados mais desagregados (escola) e no segundo nível as observações mais agregadas (municípios). A variável dependente foi especificada no primeiro nível, sendo modelado o intercepto no segundo nível pela média de todas as escolas. Subsequentemente, por intermédio da substituição direta, as equações foram sobrepostas, obtendo-se o modelo completo e a

<sup>24</sup>A estatística *I* de Moran tem por hipótese nula a aleatoriedade dos dados, enquanto a hipótese alternativa sugere que os dados manifestam dependência espacial. A presença de efeitos espaciais pode levar a perda de consistência das estimativas, pela violação, especialmente, da hipótese da média condicional zero dos erros, e perda de eficiência, por meio da heterocedasticidade ou interdependência entre os pares de regiões (ALMEIDA, 2012). A estatística *I* de Moran, de acordo com Almeida (2012), pode ser definida como se segue:

$$I = n/S_0 \left( \sum_i \sum_j W_{ij} Z_i Z_j / \sum_{i=1}^n Z_i^2 \right)$$

Em que  $n$  é o número de regiões,  $Z$  são os valores da variável de interesse padronizada,  $W$  são os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos por uma matriz de pesos espaciais. A hipótese nula é que os dados estão aleatoriamente dispostos, em termos espaciais. Trata-se de uma estatística não centrada em zero, cujo valor esperado é  $-[1/(n-1)]$ , ou seja, o valor estimado caso não se registre padrão espacial nos dados (ALMEIDA, 2012, p.106). As matrizes  $W_1$  e  $W_2$  são diferentes para que não se viole a hipótese de ortogonalidade do modelo.

<sup>25</sup>A autocorrelação espacial, de acordo com Almeida (2012) pode se manifestar tanto na defasagem das variáveis explicativas e dependente, como nos erros associados ao modelo, elencando uma família de modelos espaciais para correção dos efeitos espaciais.

<sup>26</sup>Uma matriz de ponderação espacial é um vetor que captura as médias das variáveis defasadas nas regiões, definidas por critérios de contiguidade, distância ou proximidade socioeconômica. Baumont (2004) propõe um procedimento para especificação da matriz que consiste em estimar o modelo tradicional, sem controle para os efeitos espaciais; testar os resíduos para verificar a presença de dependência espacial, por meio, notadamente, da estatística *I* de Moran para um grupo de matrizes especificadas; dentre as matrizes estatisticamente significativas seleciona-se aquela cujo coeficiente significativo estatisticamente do teste *I* de Moran apresentar maior magnitude.

<sup>27</sup>Em que nenhuma variável explicativa é inserida, tal que  $y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}$

variância da variável dependente que pode ser seccionada em dois componentes, a saber, *intra-grupo* ( $\sigma_\varepsilon^2$ ) (primeiro nível) e *entre-grupo* ( $\sigma_{v_0}^2$ ) (segundo nível), obtendo uma estimativa para a correlação *intra-grupo*, donde  $r$  representa a proporção da variância explicada pelo agrupamento dos dados, conforme apresentado na equação 3:

$$r = \frac{\sigma_{v_0}^2}{\sigma_{v_0}^2 + \sigma_\varepsilon^2} \quad (4)$$

Uma vez identificada a validade da inclusão do nível hierárquico adicional, foi especificado a forma reduzida do modelo fundamentado na função-produção educacional, qual seja:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + X_{kij} \beta_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

Em que  $y_{ij}$  é o desvio-padrão da proficiência média da escola  $i$  localizada no município  $j$ ;  $X_{kij}$  é o vetor de  $k$  variáveis independentes da escola  $i$  localizada no município  $j$  definidas no primeiro nível;  $\varepsilon_{ij}$  é o termo de erro aleatório, tal que,  $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ .

O segundo nível, cuja variável dependente é o intercepto do primeiro, foi definido por:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} M_{jm} + \mu_{0j} \quad (6)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0}, \forall k \neq 0 \quad (7)$$

Em que  $\gamma_{00}$  é a grande média (média do município);  $M_{jm}$  é o vetor de  $m$  características do município  $j$ ;  $\mu_{0j}$  é termo de erro aleatório;  $\beta_{kj}$  é o vetor de  $k$  variáveis do primeiro nível.

Considerando os efeitos espaciais à análise, foi introduzida uma matriz de pesos espaciais  $W$ , tal que

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} M_{jm} + \gamma_{01} W M_{jm} + \mu_{0j} \quad (8)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0}, \forall k \neq 0 \quad (9)$$

Como um importante aspecto da estratégia empírica, os procedimentos econométricos realizados corresponderão às primeiras diferenças das variáveis do primeiro nível para os anos de 2007 e 2009, com o intuito de controlar para possível presença de efeitos individuais, não



observados<sup>28</sup> e invariantes no período de análise. Este procedimento é válido em função da inexistência de controle para efeitos não observados na modelagem hierárquica, de modo que os efeitos supracitados para escolas podem implicar em viés para as estimativas em razão da possível verificação de endogeneidade nas variáveis explicativas, efetuando-se, assim, a eliminação dos efeitos fixos para ambos os níveis especificados<sup>29</sup>. Assim, dirime-se o risco de viés nas estimativas<sup>30</sup>.

A variável dependente especificada para a primeira equação estimada foi o desvio-padrão das proficiências escolares médias no exame de Matemática da Prova Brasil.

### 6.3.3. Dados

A amostra abrangeu as proporções das variáveis em nível de escola. As variáveis descritivas da amostra completa encontram-se na Tabela 5.A, em anexo. As variáveis dependentes, Proficiência e Desvio-padrão, apresentaram, para 2007 e 2009, respectivamente, 24.849 e 24.367 observações, ao passo que as primeiras diferenças apresentaram 21.240 observações. Em relação ao nível de proficiência dos estudantes, as médias por escola foram 187,32, em 2007 e 199,86, em 2009. Os coeficientes de variação mantiveram-se relativamente estáveis e de baixa magnitude. O desvio-padrão médio dos resultados nos exames, por escola, foram 24,9 e 25,31, respectivamente para 2007 e 2009. Os coeficientes de variação indicaram, como ocorrido para a variável *Proficiência*, que há pouca variação dos resultados entre as escolas da amostra.

A proporção de estudantes do sexo masculino (*Sexo*), por escola, manteve-se constante na amostra, orbitando em torno de 50%. A proporção de alunos auto-declarados brancos (*Cor*) apresentou também constância, na casa de 34%. A proporção de alunos cujas famílias são possuidoras de ao menos um aparelho televisor em cores (*TV*) manteve-se em 95%, ao passo que a proporção de estudantes pertencentes a famílias com posse de ao menos um automóvel (*Carro*) subiu de 35% para 37%, de 2007 para 2009. As proporções de mães e pais de alunos portadores de Ensino Superior completo, por escola (*Esc\_mãe* e *Esc\_pai*), mantiveram-se orbitando, ambas, na casa de 8%. A proporção de pais frequentes às reuniões escolares

<sup>28</sup> Uma hipótese de identificação adicional deve ser presumida: os efeitos não observados devem ser uniformemente distribuídos entre as observações. Considerando um choque verificado entre os anos compreendidos na amostra em qualquer variável especificada, a consistência das estimações somente será garantida se este choque afetar todas as observações, não se efetivando em apenas uma parte das observações, gerando, desta forma, viés.

<sup>29</sup> A modelagem multinível já controla os efeitos não observados para a equação do nível mais agregado.

<sup>30</sup> Seja um modelo geral dado por:  $y_{ijt} = \alpha_{ijt} + c_{ij} + \beta_{ijt} X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$ . Em que  $y_{ijt}$  é a variável dependente para o indivíduo  $i$  no grupo  $j$  no ano  $t$ ;  $\alpha_{ijt}$  é o intercepto para os índices supracitados;  $X_{ijt}$  é o vetor de variáveis explicativas;  $\varepsilon_{ijt}$  é o termo de erro associado;  $c_{ij}$  é o efeito não observado. O estimador será viesado se  $E(c_{ij} \cdot \varepsilon_{ijt}) \neq 0$ .

(*Reunião*) caiu levemente, entre 2007 e 2009, de 60% para 59%. As proporções de alunos que já interromperam a progressão escolar, seja por reprovação (*Reprovado*), seja por abandono escolar, (*Abandono*) caíram, respectivamente, de 35% para 34%, e de 9% para 8%. A relação de alunos que fazem frequentemente os deveres de casa de Matemática (*Dever*), caiu suavemente entre 2007 e 2009, de 78% para 77%.

Das variáveis referentes às características dos professores, verificou-se uma manutenção das proporções de professores que sempre corrigem em sala de aula os deveres de casa (*Corrige*) em 82%, e a proporção de professores com ao menos cinco anos de experiência em sala de aula (*Experiência*), em 84%. A proporção de professores que recebem ao menos dois salários mínimos subiu de 56% em 2007, para 87% em 2009. Verificou-se uma leve queda na proporção de professores com graduação completa em Matemática (*Superior*), de 11% em 2007, para 9% em 2009. Por fim, a proporção de professores que cumpriram ao menos 80% do conteúdo previsto para o ano letivo (*Conteúdo*), subiu de 30% para 34%, entre 2007 e 2009.

As variáveis escolares apresentaram médias constantes nos dois anos de análise. A relação de escolas possuidoras de projeto pedagógico (*Projeto*) manteve-se constante em 94%, analogamente ao ocorrido a proporção de unidades escolares possuidoras de biblioteca, mantida em 67%. A porcentagem de escolas que possuem programa de reforço escolar subiu, entre 2007 e 2009, de 78% para 82%.

As descrições das variáveis municipais foram apresentadas apenas para o ano de 2009, uma vez que a modelagem hierárquica já efetua o controle para efeitos não observados no segundo nível. Desta forma, a especificação de um modelo hierárquico utiliza a base de dados do último nível apenas para um dos anos de análise, no caso 2009. A taxa média de homicídios a cada 100 mil habitantes é 23,95. O *IFDM* médio registrado foi 0,64, enquanto o *PIB per capita* médio da amostra atingiu 9,36, em milhares de Reais. Os gastos municipais *per capita* em Ensino Fundamental atingiram 8,18, em milhares de Reais. As variáveis relativas à política de educação indicam a presença de secretarias exclusivas de educação (*Secretaria*) em 43% dos municípios. A amostra apresentou a presença de sistemas próprios de ensino em 52% dos municípios (*Sistema*), ao passo que 57% das administrações possuem um plano de educação próprio (*Plano*). No que se refere à existência de um conselho municipal de educação (*Conselho*), 79% já o possuíam em 2009.

Em relação à dispersão das variáveis na amostra, as variáveis que apresentaram um grande padrão de divergência das observações ao longo da amostra foram *Conteúdo*, *Superior* e *Abandono*, cujos coeficientes de variação mostraram-se superiores à unidade. Das variáveis

municipais, apenas *PIB* registrou coeficiente de variação acima da unidade, embora *Secretaria* e *Sistema* tenham se aproximado do valor unitário.

Da amostra original foram excluídas aquelas localizadas em áreas rurais, garantindo maior homogeneidade da amostra, que abrangeu 21.580 e 22.318 observações, respectivamente, para os anos de 2007 e 2009, localizadas em 4.704 diferentes municípios ao longo do território brasileiro. Foi realizada a eliminação de observações que apresentassem *missing data* para cada uma das variáveis de interesse, de modo que, para 2007 e 2009, foram mantidas 19.426 e 17.682 escolas, respectivamente. Para realizar a estimação do modelo para primeiras diferenças, foi efetuado o balanceamento dos dados, de modo a permanecerem 17.549 escolas, presentes na amostra para os dois anos. A estimação do modelo implica na eliminação de todas as informações para cada *missing data* presente em qualquer unidade de análise em cada um dos níveis, a saber, escolas e municípios. Assim, para os dados em primeiras diferenças, a ausência de informações para os municípios onde residem as escolas implicou que, para cada equação, a amostra resultante apresentasse 13.037 escolas e 3.280 municípios. A Tabela 6.A, Anexo 2, apresenta as descrições.

Da amostra em que foram retirados os dados faltantes, verifica-se que as médias para proficiência e desvio-padrão médios escolares foram 185,17 e 25,05, respectivamente, para 2007, com desvios-padrão de 20,01 e 1,52. As variáveis, para 2009, apresentaram valores de 199,17 e 25,32, para proficiência e desvio-padrão, respectivamente, com desvio-padrão associados de 24,26 e 1,8, implicando em coeficientes de variação baixos, embora levemente superiores aos registrados em 2007.

Em relação às variáveis referentes às características individuais dos alunos, manteve-se o padrão verificado na amostra original. As médias para *Sexo* orbitaram em torno de 0,5, com desvio-padrão de entre 0,1 e 0,2. *Sexo* apresentou coeficiente de 0,33 para ambos os anos, com desvio-padrão entre 0,16 e 0,17. As variáveis que capturam a renda média das famílias por escola, *TV* e *Carro*, mantiveram um padrão relativamente constante. A primeira subiu apenas um ponto percentual, ao passo que a segunda teve um aumento de três unidades percentuais, entre 2007 e 2009. As dispersões, igualmente, mantiveram-se estáveis entre os anos, implicando em igual estabilidade relativa dos coeficientes de variação. Quanto às escolaridades proporcionais médias dos pais dos estudantes, os valores foram também constantes, sendo a única mudança registrada referente à proporção de pais com ensino superior completo, que saiu de 9%, em 2007, para 8%, em 2009. As *proxies* para vida escolar pregressa dos alunos, *Reprovado* e *Abandono*, apresentaram quedas, sendo dois pontos percentuais para a primeira variável, e um ponto para a segunda. Apenas o desvio-

padrão de *Abandono* apresentou variação, caindo duas unidades. A proporção de pais frequentes as reuniões escolares subiu de 59% para 60%, embora os desvios-padrão tenham se mantido na ordem de 0,13. Por fim, *Dever* apresentou uma redução, de 0,79 para 0,77, bem como uma ligeira queda nos desvios-padrão, de 0,12 para 0,11.

No que tange às variáveis definidas para o vetor de características dos professores, a única alteração importante, entre os anos, deu-se em *Salário*, cujo indicador afirma que a proporção de professores que corrigem frequentemente os deveres de casa em sala de aula manteve-se na casa entre 57% e 84%, com desvios-padrão situados entre 0,12 e 0,13. Analogamente, *Superior* e *Experiência*, apresentaram coeficientes estáveis, tanto para tendência central quanto para dispersão. *Conteúdo*, por sua vez, apresentou uma elevação do indicador de média, de 0,28 para 0,38, com desvios-padrão subindo uma unidade, de 0,34 para 0,39, o que levou a uma redução do coeficiente de variação.

As variáveis referentes à unidade escolas *per se* apresentaram uma variação mais importante. *Projeto* apresentou uma média menos em 2009 do que em 2007, caindo de 0,94 para 0,87. A amostra original apresentou, entretanto, coeficiente constante para os dois anos, em 0,94. Houve, ainda, um aumento no desvio-padrão, de 0,23 para 0,34, levando a um aumento importante no coeficiente de variação. Fenômeno divergente foi verificado para *Reforço*. O coeficiente de variação apresentou queda, motivada pelo aumento da proporção de escolas com programa de reforço, de 77% para 82%, e redução do desvio-padrão, de 0,42 para 0,38. Dentre todas as variáveis referentes às escolas, *Biblioteca* foi a que apresentou mais estabilidade entre 2007 e 2009. As médias, desvios e coeficientes de variação, para 2007 e 2009, foram, respectivamente, 0,64, 0,48 e 0,75, e 0,67, 0,47 e 0,7, indicando um aumento na proporção de escolas que possuem biblioteca associada a menor dispersão ao longo da amostra.

No tocante às variáveis municipais, no segundo nível, a taxa de homicídios mostrou-se um pouco menor em relação à verificada na amostra original, na casa de 17,03, com coeficiente de variação alto, acima da unidade. *PIB* apresentou padrão similar de dispersão, com média de 4,75, em milhares de Reais. O *IFDM* manteve pouco acima de 0,6, comportamento similar ao verificado na amostra original, com desvio-padrão de 0,09. *Gastos*, por sua vez, apresentou grande aumento em relação à amostra original, atingindo 11,5, em milhares de Reais. Este fenômeno é facilmente explicado, uma vez que municípios mais ricos tendem a produzir menos dados faltantes. A dispersão também aumentou de forma importante, tal que o coeficiente de variação ultrapassou a quinta unidade.

Em relação às variáveis referentes à PME, 44% dos municípios possuem secretaria exclusiva de educação, tal que a maioria tem sua política de educação gerida por órgãos compartilhados. Um sistema de ensino próprio, ou seja, gerido e organizado pelo Município, é registrada em apenas 56% das cidades. Verifica-se que apenas 56% possuem um Plano Municipal de Educação, ao passo que os conselhos de Educação estão presentes em 81% da amostra. As dispersões foram bastante elevadas. *Secretaria* e *Sistema* apresentaram coeficientes de variação acima da unidade. *Plano*, ainda que não tenha atingido um padrão de dispersão tão alto como as duas variáveis anteriores, atingiu um coeficiente de variação de 0.89. Apenas *conselho* produziu uma dispersão não muito alta. Este padrão de dispersão, bem como aquele verificado na amostra original, indica grande heterogeneidade entre os municípios, tanto em relação às características socioeconômicas, quanto à política educacional, reforçando a hipótese de que analisar os municípios em que se localizam as escolas é relevante na identificação dos padrões de qualidade e equidade escolares.

As variáveis especificadas não apresentaram, ainda, forte correlação entre si, em ambos os níveis, conforme pode ser verificado na matriz de correlação das variáveis, em primeiras diferenças, apresentada na Tabela 7.A, para as variáveis do primeiro nível, e Tabela 8.A, para as do segundo nível, no Anexo 2.

A Figura 5.A, no Anexo 2, apresenta o histograma das variáveis dependentes, nível e proficiência e respectivo desvio-padrão, escolares médios. Verifica-se o comportamento normal da distribuição de probabilidade.

#### 6.4. Resultados e Discussão

As Tabelas 9.A e 10.A, no Anexo 2, apresentam os resultados das estimações para os modelos nulo, completo no primeiro nível, completo (com os dois níveis especificados), defasado espacialmente e controlado para *outliers*, denominados, respectivamente, modelos 1.A, 2.A, 3.A e 4.A, para a equação que considera o nível de proficiência, e 1.B, 2.B, 3.B e 4.B, para o modelo que tem o desvio-padrão da proficiência como variável dependente.

Os modelos foram estimados considerando erros padrão robustos a fim de se evitar perda de consistência das estimativas geradas pela presença de heterocedasticidade nos dados. As propriedades assintóticas desejadas são garantidas pelo alto número de observações, que garante a amostra propriedades de amostra infinita. Ademais, os resíduos apresentaram normalidade. O Anexo 2 apresenta os histogramas dos resíduos dos Modelos 4.A e 4.B (Figura 6.A), que podem ser verificados como sendo normais.

#### 6.4.1 Estimação dos coeficientes aleatórios

##### 6.4.1.1 Equação de nível de proficiência

A Tabela 9.A apresenta os resultados das estimações para os modelos nulo, completo, defasado espacialmente e controlado para *outliers*, denominados, respectivamente, modelos 1.A, 2.A, 3.A e 4.A, para a equação de nível de proficiência. A Tabela 6.A, Anexo2, apresenta os resultados da estimação dos componentes aleatórios dos modelos supracitados. Todos os modelos apresentaram variâncias significativas em 1%. A variação estimada do modelo nulo a nível escolar é 203,72, ao passo que a encontrada para os municípios foi 136,49. Logo, o coeficiente de variação *intra-grupos* diz que 59,88% da variabilidade total das notas médias das escolas no exame de Matemática são explicadas pelas diferenças de desempenho dos municípios, de modo que a inclusão do nível adicional é justificada. A inclusão de variáveis de controle para o primeiro e segundo níveis apresentou redução da variância explicada em ambos os modelos, cuja variabilidade da variável dependente, entre municípios, foi de 64,39%.

Os efeitos espaciais, manifestos pela dependência ou heterogeneidade espaciais, podem se determinar simultaneamente (ANSELIN, 1988), produzindo estimativas inconsistentes e/ou ineficientes em virtude da violação, especialmente, da hipótese da média condicional zero dos erros, e perda de eficiência, por meio da heterocedasticidade ou interdependência entre os pares de regiões (ALMEIDA, 2012). Os resíduos da estimação foram testados para verificação da presença de dependência espacial, por meio da estatística *I* de Moran, detectando-se sua presença, sendo, então, adotado o procedimento de Morenoff (2003). Através dos resultados do Modelo 3.A, verifica-se que o componente aleatório apresentou coeficientes de correlação *intra-grupos* indicando que 65,34% da variabilidade total dos *scores* das escolas são advindas das diferenças entre as proficiências registradas entre os municípios, apresentando melhoria em relação ao Modelo 2.A. Em relação à variância estimada, seu coeficiente foi inferior ao do Modelo 2.A, de tal sorte que o controle para as defasagens espaciais das variáveis explicativas apresentou ganhos de eficiência para a estimação<sup>31</sup>. Uma vez procedido o teste para verificação da presença de dependência espacial, esta foi identificada, novamente.

A fim de melhorar o ajustamento e, porventura, controlar a dependência espacial ainda detectada, estimou-se um novo modelo, controlando contra *dummies* referentes aos

---

<sup>31</sup>As defasagens das variáveis explicativas foram feitas por meio de uma matriz de pesos espaciais baseada na distância geográfica. Em prol de acomodar a dependência espacial na defasagem, utilizou-se uma matriz do tipo *k*-vizinhos mais próximos, onde  $k = 2$ , medida como uma distância euclidiana. Esta estratégia deveu-se a presença de *missing datas*, que implicam em perda de dados geográficos, implicando na impossibilidade da adoção de matrizes de contiguidade. O procedimento utilizado para a definição da matriz adequada seguiu aquele proposto por Baumont (2004).

*outliers* residuais da estimação do Modelo 3.A, superiores e inferiores. A Figura 4.A, Anexo 2, apresenta o Box-Plot dos resíduos. As estimativas do Modelo 4.A são apresentadas na Tabela 9.A, cuja proporção da variância do segundo nível em termos da variabilidade total apresentou valor de 66%, magnitude superior aos modelos estimados anteriormente, bem como variância significativa e inferior aquelas estimadas anteriormente, tal que o modelo apresentou ganhos de eficiência. Ademais, as *dummies* especificadas mostraram-se altamente significativas, indicando que sua especificação foi relevante. Em que pese a melhoria em termo de robustez, o procedimento não foi capaz de controlar a autocorrelação espacial. Morenoff (2003) argumenta que caso a defasagem das variáveis independentes do nível geográfico não elimine os efeitos espaciais, a dependência espacial está manifesta nos efeitos não observados do nível regional. Todavia, mesmo que o procedimento não tenha controlado os efeitos espaciais, os ganhos advindos da redução da variância total apresentaram ganhos de eficiência.

Cabe ressaltar que mesmo após o controle para as variáveis independentes, defasagens espaciais e valores discrepantes dos resíduos, a hipótese nula de interceptos aleatórios foi rejeitada para todos os modelos, indicando que os municípios brasileiros apresentam variáveis dependentes diferentes entre si.

#### 6.4.1.2. Equação de desvio-padrão

A estimação dos coeficientes aleatórios da equação que considera o desvio-padrão das proficiências dos alunos no exame de Matemática da Prova Brasil estão apresentados na Tabela 10.A, no Anexo 2. Os Modelos 1.B, 2.B, 3.B e 4.B correspondem, respectivamente, aos modelos nulo, completo, defasado espacialmente e controlado para *outliers*. Todos os modelos apresentaram variâncias significativas em 1%, sendo a variância estimada do modelo nulo, a nível escolar, de 1,492. O coeficiente estimado para a variação entre municípios foi de 0,707. O coeficiente de variação *intra-grupos* apontou que 67,84% da variabilidade total do desvio-padrão são explicadas pelas diferenças entre os municípios. De posse destes resultados, a inclusão do segundo nível municipal mostrou-se válida. Foi, então, estimado o modelo completo. Do resultado, depreende-se que variância não explicada reduziu-se, qual seja o coeficiente de variação *intra-grupos* estimado, na casa de 73,13%, sendo os coeficientes estimados em níveis escolar e municipal de 1,77 e 0,65, respectivamente.

Analogamente ao procedimento efetuado na estimação da equação de nível de proficiência, foram testados os resíduos do modelo completo com o intuito de se verificar a presença de autocorrelação espacial. Uma vez detectada, por intermédio do *I* de Moran, foi

adotado o procedimento de Morenoff (2003) para tratamento de efeitos espaciais em modelos multinível. O Modelo 3.B apresentou coeficientes aleatórios cuja variação *intra*-grupos atesta uma variabilidade dos desvios-padrão explicada, em 73,13% de sua composição, pelas diferenças encontradas entre os municípios da amostra. Verificou-se uma redução da variância não explicada em relação ao Modelo 2.B, indicando que o procedimento de Morenoff (2003) promoveu ganhos de eficiência na estimação.

Foi, todavia, detectada, novamente, a presença de autocorrelação espacial nos resíduos. A Figura 4.A apresenta o Box-Plot indicando os *outliers* que foram especificados para controle. A estimação do Modelo 4.B indicou que a proporção da variância explicada aumentou sensivelmente, para 74,49%. Os coeficientes para a variação *intra* e *entre* grupos também apresentaram melhoras, de tal sorte que o controle para *outliers* engendrou ganhos de robustez à estimação. A significância estatística dos coeficientes das *dummies* especificadas indica a validade de sua inclusão. Entretanto, a realização do teste da estatística *I* de Moran para os resíduos do Modelo 4.B indicaram a insistência da presença de efeitos espaciais no modelo. Analogamente ao verificado no modelo anterior, a explicação de Morenoff (2003), que aponta que a dependência espacial está contida, integralmente, nos efeitos não observados do nível espacial, pode justificar o fenômeno.

Mais uma vez, a hipótese nula de interceptos aleatórios foi rejeitada para todos os modelos, tal que os municípios brasileiros apresentam desvios-padrão das proficiências médias diferentes entre si.

#### 6.4.2. Estimação dos coeficientes fixos

##### 6.4.2.1. Equação de nível de proficiência

Com base na análise de robustez dos modelos estimados, descritos na seção anterior, o Modelo 4.A apresentou a melhor especificação, uma vez que apresentou a menor variância não explicada. Desta forma, os resultados abaixo discutidos são referentes às estimações deste modelo, considerando níveis convencionais de significância estatística.

Em relação aos coeficientes estimados das variáveis contextuais de nível escolar, a maior parte das estimativas mostrou-se significativa em níveis tradicionais e com sinais e magnitudes coerentes com o que tem sido verificado na literatura empírica. A estimativa referente à variável que captura a proporção de estudantes meninos, por escola (*Sexo*), não foi estatisticamente significativa, indicando a insensibilidade das notas médias escolares à proporção de estudantes do sexo masculino nos dados. Resultado análogo foi verificado em relação à estimativa da porcentagem de alunos autodeclarados brancos (*Cor*), cujo coeficiente



mostrou-se estatisticamente igual a zero. Desta forma, não há evidências de uma relação entre desempenho dos estudantes e sua raça, com base nos dados.

No que se refere às *proxies* para renda familiar, proporção de alunos cujas famílias possuem ao menos um aparelho televisor em cores (*TV*) e um automóvel (*Carro*), apenas a primeira apresentou estimativa significativa. O sinal associado, conforme esperado, foi positivo e de magnitude bastante elevada. Isto leva à conclusão de que, à medida que há um aumento da renda das famílias, por média escolar, o desempenho acadêmico dos estudantes aumenta, especialmente no que se refere ao impacto para faixas mais baixas de renda, medida pela posse de aparelho televisor em cores. A proporção de estudantes cuja família possui ao menos um aparelho televisor em cores é capaz de capturar melhor a pobreza acentuada que a posse de veículo, dado o mais alto valor pecuniário deste item em relação ao anterior. Logo, escolas cuja composição de estudantes apresenta proporção de estudantes com faixas de renda muito inferiores tendem a produzir resultados médios inferiores àquelas unidades que possuem proporção de estudantes de famílias em faixas de renda maiores, conforme pode ser verificado pelo comportamento da variável *carro*.

Escolas cuja composição de estudantes possui uma proporção maior de mães com ensino superior completo (*Esc\_mãe*) apresentaram resultados superiores nos exames da Prova Brasil, conforme pode ser verificado pela alta significância, sinal positivo e alto valor associado ao coeficiente estimado da variável. O coeficiente apresentou impacto significativo para explicar a variação do nível de proficiência médio das escolas. A proporção de pais com Ensino Superior completo (*Esc\_pai*), todavia, apresentou coeficiente estatisticamente igual a zero. O comportamento para esta categoria de família pode apresentar diferentes contornos. O papel desempenhado no cotidiano familiar pelas mães graduadas pode ser mais relevante que o desempenhado por pais sem graduação, em relação à influência sobre os filhos meninos. Entretanto, o resultado aponta que não há evidências de um impacto significativo da alta escolarização paterna sobre os resultados escolares dos filhos, ao passo que, à medida que se verifica uma maior concentração de mães com alta escolaridade em uma escola, pode-se afirmar que o desempenho médio escolar sofre um impacto positivo bastante elevado.

A presença constante dos pais ou responsáveis em reuniões de pais, medida pela proporção de pais que frequentam as citadas reuniões (*Reunião*), apresentou estimativa estatisticamente significativa apenas em 10%. O valor do coeficiente foi relativamente baixo (inferior à segunda unidade), assumindo, contudo, sinal positivo. Isto indica que há evidências de um impacto positivo da participação dos pais na vida escolar dos filhos sobre o desempenho em exames de proficiência. Este resultado em nada surpreende,

uma vez que uma vasta gama de estudos em pedagogia e neuroeducação apontam uma relação estreita entre filhos exitosos em sua vida escolar e pais que acompanham seu cotidiano acadêmico (PAROLIN, 2007).

As variáveis concernentes à vida escolar pregressa dos estudantes, a saber, a proporção de alunos que já reprovaram (*Reprovado*) ou abandonaram (*Abandono*) algum ano letivo ao longo do ciclo de vida escolar apresentaram coeficientes estimados portadores de alta significância e magnitude elevada. Os parâmetros do modelo estimado apresentaram os maiores valores dentre todos aqueles estimados para estas variáveis. Desta forma, proporções maiores de alunos que já reprovaram ou abandonaram algum ano letivo contribuem para deteriorar o desempenho médio da escola, de tal sorte que, dado o impressionante impacto estimado, os efeitos gerados pelo desenvolvimento pregresso das habilidades dos estudantes são os principais determinantes de seu desempenho acadêmico.

A última variável componente do vetor de características individuais dos estudantes é a proporção daqueles que sempre fazem os deveres de casa de Matemática quando passados pelos professores (*Dever*). Conforme esperado, o coeficiente associado à variável apresentou-se estatisticamente significativo e com sinal positivo, além de magnitude superior à quinta unidade. Tais resultados corroboram a hipótese de que o empenho discente, medido pela variável que verifica a execução dos deveres de casa, produzem um efeito importante sobre o desempenho dos estudantes, corroborando com as mais recentes descobertas no campo da neurociência que indicam que as habilidades não-cognitivas, especialmente o empenho individual, são altamente responsáveis pelo sucesso dos alunos na aquisição de novas habilidades (KNUDSEN *et al*, 2006; CUNHA *et al*, 2006), sendo estas habilidades portadoras de maior impacto sobre os resultados em exames de proficiência do que as habilidades cognitivas (HANSEN *et al*, 2004).

No tocante às estimativas das variáveis componentes do vetor de características escolares, aquelas concernentes às características do professor apresentaram significância estatística, em níveis tradicionais, para praticamente todas as variáveis especificadas no modelo. Em relação à proporção de professores que sempre corrigem os deveres de Matemática em sala de aula (*Corrige*), o coeficiente estimado foi significativo, com sinal positivo. Depreende-se destes resultados que a dedicação docente, que teve por *proxy* a variável supracitada, é altamente impactante no desempenho escolar dos estudantes. A magnitude da estimativa foi a maior dentre todas os coeficientes estimados das variáveis especificadas referentes às características do corpo docente, de tal sorte que pode-se afirmar que o desempenho do professor está mais

correlacionado ao seu empenho e dedicação individuais do que a quaisquer outro aspecto da sua vida escolar e profissional.

Em que pese a expectativa de uma relação negativa, ou seja, professores mais bem remunerados tenderiam a aumentar seu esforço, induzido a uma melhoria no desempenho dos alunos, a estimativa da variável que define a proporção de professores, por escola, cujos rendimentos estão compreendidos na categoria mediana da distribuição da variável (*Salário*) revelou-se significativa apenas em 10%. Ademais, embora o coeficiente estimado seja positivo, a magnitude encontrada é apenas marginal, inferior à unidade, de modo que se pode afirmar que o desempenho discente não é, efetivamente, responsivo à variabilidade salarial dos professores da rede pública municipal. Embora aparentemente surpreendentes, tais resultados são comuns na literatura (*e.g.* SOARES, 2004). Menezes-Filho (2007) também identificou uma relação positiva entre ganhos salariais e desempenho dos alunos, mas apenas para professores rede privada, não se evidenciando um parâmetro significativo quando considerados professores da rede pública.

A proporção de professores que conseguiu completar ao menos 80% do conteúdo programático da disciplina de Matemática previsto no início do ano letivo (Conteúdo) apresentou positivo sobre a proficiência dos estudantes. O parâmetro estimado foi altamente significativo e positivo, além de portador de uma magnitude intermediária, pouco superior à segunda unidade. Deste resultado pode-se afirmar que a capacidade organizacional, gerencial e baixa incidência de absenteísmo (posto que a variável captura este fenômeno – professores muito ausentes dificilmente serão capazes de atingir um grande aproveitamento em termos de volume de conteúdo lecionado) são altamente relevantes na explicação da variabilidade das notas dos estudantes, de tal sorte que professores mais eficientes tendem a produzir resultados melhores, sendo verificado um desempenho superior por parte de seus alunos.

O coeficiente da variável relativa à proporção de professores graduados em Matemática (*Superior*) mostrou-se estatisticamente igual a zero. A baixa complexidade do conteúdo da disciplina na 5ª série do Ensino Fundamental pode explicar o fenômeno, de modo que o resultado escolar médio pode não ser afetado pelo nível de conhecimento do professor.

Em relação ao impacto da experiência do professor, considerando a proporção de docentes com ao menos cinco anos de experiência profissional (*Experiência*), encontrou-se uma relação significativa e positiva, embora de fraco impacto. Os resultados da estimação, ainda que altamente significativos em termos estatísticos, apresentaram magnitude do coeficiente apenas pouco superior à unidade, indicando uma baixa importância relativa da experiência do professor sobre o desempenho discente.

O resultado geral da estimação dos coeficientes referentes às variáveis componentes das características do docente indica que o aprendizado escolar dos estudantes é muito mais responsivo à dedicação docente em sala do que às características profissionais dos professores. A estimativa da variável *Corrige*, além de altamente significativa, apresentou magnitude dentre as maiores em todo o modelo estimado, ao passo que das variáveis que englobam as características profissionais e de incentivo financeiro tem apenas na experiência profissional do professor um determinante da eficácia escola, entretanto, de impacto quase irrelevante.

No tocante às características da escola *per se*, abrangendo os parâmetros de infraestrutura, pedagógicos e de gestão, verifica-se que apenas a presença de programa de reforço escolar (*Reforço*) não apresenta evidências que permitam afirmar uma dependência da variação das notas dos estudantes em relação ao comportamento da variável. A presença de projeto pedagógico na escola (*Projeto*) apresentou coeficiente positivo, mas significativo apenas a 10%. Ademais, a magnitude do coeficiente foi apenas marginal, sendo inferior à unidade. Resultados similares para alunos da 4ª série já foram encontrados anteriormente (e.g. FRANCO *et al*, 2002).

O coeficiente da variável concernente à infraestrutura escolar (*Biblioteca*) mostrou-se estatisticamente diferente de zero apenas em 10% de nível de significância e valor estimado tendente a zero, ainda que positivo. O papel nulo da presença de biblioteca para explicar o desempenho dos estudantes em testes de proficiência já foi verificado anteriormente (e.g. BIONDI e FELÍCIO, 2007). Estes resultados indicam que o papel das características escolares, *per se*, não são capazes de explicar o sucesso dos alunos nos exames.

Sabe-se, pelos resultados da estimação dos coeficientes aleatórios dos modelos multinível especificados, que pode atribuir às diferenças entre os municípios grande parte da variabilidade do desempenho dos alunos na Prova Brasil. Assim, a especificação das variáveis de nível municipal é de grande relevância para compreender o comportamento do desempenho discente na amostra. Dentre as variáveis de controle do segundo nível hierárquico, municipal, apenas os coeficientes das variáveis referentes ao desenvolvimento humano e qualidade de vida do município (*IFDM*), presença de Plano Municipal de Educação (*Plano*) e de um sistema autônomo de ensino (*Sistema*) foram significativos. O papel exercido pelo desenvolvimento humano e qualidade de vida municipal, medido pelo IFDM, apresentou a mais importante magnitude dentre todos os coeficientes do modelo, aproximando-se de trinta unidades, além de ter assumido sinal positivo. Este resultado indica que os determinantes da eficácia escolar estão fortemente associados aos aspectos multidimensionais capturados pela composição desta variável, de tal sorte que o desempenho escolar dos

estudantes de um município está altamente correlacionado com a oferta de benefícios públicos e privados que atuam no sentido de melhorar a qualidade de vida da população.

Em relação ao parâmetro estimado para a variável *Plano*, tem-se um valor positivo e altamente significativo estatisticamente. O coeficiente apresentou uma magnitude relativamente baixa, inferior a duas unidades. Deste resultado pode-se concluir que a presença de planos de educação bem definidos implicam em ganhos de proficiência para as escolas dos municípios que o possuem, aumentando a eficiência da gestão educacional. Um Plano Municipal compreende o passo mais avançado no processo de municipalização da política educacional. Desta forma, o município portador de um plano próprio já, muito provavelmente, possui infraestrutura e tecnologias de gestão sofisticadas, implicando em um efeito positivo da adaptação da política educacional às necessidades da população local, adaptando toda rede aos reais interesses e demandas da população.

O coeficiente da variável *Sistema* apresentou significância em 5%. Porém, o sinal do coeficiente estimado mostrou-se negativo. Apesar do impacto reduzido estimado, uma vez que a magnitude da estimativa atingiu a casa da unidade, as dificuldades administrativas inerentes à grande parte dos municípios brasileiros, de porte reduzido e arrecadação baixa, que podem implicar que a internalização da política de educação gere perdas relativas quando comparadas aos resultados em sistemas compartilhados de gestão, podem explicar os resultados encontrados. A pressão exercida pelos sucessivos Planos de educação e legislações sobre o tema nos últimos anos, induzindo muitos municípios a acompanhar o processo de descentralização da política de educação levou, inadvertidamente, muitas administrações municipais a adotarem sistemas autônomos de ensino sem possuírem as condições necessárias ao seu pleno funcionamento. Desta forma, podem ser verificadas perdas em termos de eficiência nos resultados dos alunos sujeitos a esse ambiente.

Em relação aos gastos municipais em educação, no ensino fundamental, *per capita* realizado pelos municípios (*Gastos*), *proxy* para investimentos públicos em educação fundamental, o coeficiente estimado mostrou-se estatisticamente igual a zero. A relação entre gastos e qualidade da educação tem sido alvo de atenção da literatura, sendo frequentemente encontrados resultados que corroboram com aqueles encontrados neste estudo (e.g. AMARAL e MENEZES-FILHO, 2008).

O coeficiente estimado da variável referente à taxa de homicídios a cada 100 mil habitantes (*Homicídios*), medida para violência municipal, não apresentou significância no modelo 4.A. Entretanto, o modelo completo, 2.A, apresentou um coeficiente altamente significativo para esta variável. Nota-se que a partir do Modelo 3.A, quando efetuada a

defasagem espacial das variáveis, o coeficiente de *Homicídios* passa a perder significância. Isto é resultado do controle para os efeitos espaciais nos dados, tal que a variável apenas mostrou-se significativa anteriormente devido à existência de um padrão espacial modelável que relaciona a proficiência dos alunos e a criminalidade municipal.

A renda *per capita* municipal, igualmente, mostrou não produzir efeitos educacionais diretos, dada a insignificância estatística de sua estimativa (*PIB*). Entende-se, deste resultado, que o nível de renda municipal não explica a variação de desempenho dos estudantes. Aspectos outros do desenvolvimento humano podem ser responsáveis por essa variação, o que é possível depreender da grande importância observada pelo comportamento da variável *IFDM*. Conforme aponta Sen (1985), a renda *per se*, é menos importante para explicar a desigualdade e formação de habilidades do que uma série de liberdades reais que possuem caráter multidimensional, notadamente melhor capturadas pela composição do *IFDM*.

A insignificância dos coeficientes das variáveis que especificam a presença de secretaria exclusiva de educação (*Secretaria*) e de um Conselho Municipal de Educação (*Conselho*) são reflexos da complexidade do processo de municipalização educacional. Em primeiro lugar, embora a presença de um conselho municipal indique uma adequação do município, hipoteticamente, aos interesses da população local, pode haver a inatividade do conselho, bem como a insuficiência de recursos e tecnologias para seu pleno funcionamento. Ademais, de acordo com Marques (2003), um conselho municipal, em termos de sua eficiência, somente produzirá resultados sociais benéficos se a composição dos conselheiros for qualificada e socialmente ajustada para o exercício de suas funções, em termos de sua representação social. Notadamente, o Brasil, em sua ampla maioria de municípios de pequeno porte, possui escassez de capital humano qualificado para o exercício desta função. Em segundo lugar, uma vez que a grande parte dos municípios brasileiros não possui recursos, físicos, financeiros ou humanos, suficientes para o funcionamento eficiente da máquina administrativa pública, não é surpreendente que o efeito de uma estratificação das políticas municipais, com a criação de secretaria exclusiva de educação, não produza efeito algum, ou até mesmo negativo, sobre a eficácia do ensino municipal. Por exemplo, se para o funcionamento básico de uma secretaria é necessário recurso humano mínimo, e não há a oferta deste ativo de forma suficiente para atender a todas as secretarias, a exclusividade administrativa não levará a ganhos burocráticos.

As defasagens espaciais incluídas na equação do segundo nível com o objetivo de controlar a dependência espacial permitem inferir sobre efeitos de transbordamento. Neste sentido, verificou-se se um fenômeno ocorrido em um grupo de municípios engendrou, por meio da interação espacial, uma transferência deste atributo a um município próximo. No

modelo estimado, os coeficientes das defasagens de *IFDM* e *Plano* mostraram-se significativos e positivos, concluindo que municípios com alto desenvolvimento humano tendem a produzir um desempenho superior dos estudantes de municípios, por meio de um efeito de espraiamento (ALMEIDA, 2012), bem como no caso da presença de um plano de educação municipal em um município, o transbordamento pode ser gerado pelo organograma do sistema de educação, que facilita a comunicação entre municípios, permitindo intercâmbio de experiências e tecnologias de gestão. O fato deste resultado não ter sido encontrado para as outras variáveis de política educacional se deve, possivelmente, a maior complexidade do desenvolvimento de um Plano Municipal de Ensino, em detrimento das demais características de política. O supracitado efeito de transbordamento por intercâmbio de práticas e experiências apenas se efetuará se um município fosse portador de instrumentos de política sofisticados, o que é mais bem sinalizado pela presença de um Plano de Educação próprio. No que se refere ao efeito transbordamento da variável *Sistema*, verificado pela significância de sua defasagem, alguns comentários devem ser tecidos: primeiramente, a defasagem foi significativa em 10% e, em segundo lugar, o sinal negativo pode ser explicado pela grande incidência de municípios que possuem sistema autônomo e produzem resultados negativos, conforme explicação já apresentada.

Em relação às defasagens das variáveis *Homicídios* e *Gastos*, embora significativas, não tiveram coeficientes não defasados significativos, de modo que não há a identificação de um efeito de transbordamento.

#### 6.4.2.2. Equação de equidade

A análise de robustez dos modelos de equidade estimados tendo por variável dependente o desvio-padrão das notas dos alunos no exame de Matemática da Prova Brasil indicou, conforme ocorrido nas estimações para o nível de proficiência, que a especificação que apresentou a maior variância explicada foi aquela que considerou o controle para *outliers*, o Modelo 4.B, que apresentou o menor coeficiente de variância não explicada. Em níveis tradicionais de significância, quase todas as estimativas das variáveis que capturam as características individuais dos estudantes e *background* familiar mostraram-se estatisticamente diferentes de zero.

A proporção de estudantes meninos na escola apresentou relacionamento positivo com a dispersão das notas internamente à escola, conforme pode ser verificado pela alta significância e valor positivo do coeficiente estimado para a variável *Sexo*, tal que à medida que a proporção de alunos do sexo masculino é maior em uma escola, maior é a desigualdade

de desempenho médio nos resultados dos testes. Este resultado vai ao encontro do que a literatura aponta, uma vez que estudantes do sexo masculino tendem a produzir resultados superiores aqueles apresentados por alunos do sexo feminino em exames de Matemática. Resultado oposto é frequentemente encontrado em trabalho empíricos que consideram exames de linguagem. Felício e Fernandes (2005) concluíram que estudantes homens tendem a apresentar melhor desempenho em testes de proficiência de Matemática em relação aos resultados das mulheres. Assim, à medida que se verifica uma relação positiva entre meninos e meninas em uma escola, a desigualdade interna de desempenho tende a aumentar em função da maior habilidade aparentemente inata presente em meninos em relação à habilidade numérica, aumentando a dispersão dos resultados.

A estimativa da variável *Cor* também apresentou significância em 1%, bem como coeficiente positivo. Isto indica que a incidência proporcionalmente maior de estudantes autodeclarados brancos implica em aumento da desigualdade interna à escola. Pode-se facilmente compreender este fenômeno ao assumir que estudantes não-brancos produzem, frequentemente, resultados significativamente inferiores aos alcançados por estudantes brancos. Logo, conclui-se que o hiato presente entre os dois grupos tende a produzir uma dispersão interna importante em termos de rendimento acadêmico.

As estimativas das *proxies* para renda familiar, *TV* e *Carro*, ambas significativas, apresentaram, todavia, sinais opostos. A proporção de estudantes cujas famílias possuem, ao menos, um aparelho televisor está negativa e fortemente relacionada à dispersão das notas *intra-escolas*, uma vez que a magnitude do coeficiente mostrou-se uma das mais importantes do modelo estimado. A estimativa da variável *carro*, no entanto, foi positiva, indicando que, à medida que a porcentagem de estudantes cujas famílias possuem automóvel aumenta, verifica-se uma maior iniquidade escolar. Todavia, a robustez deste resultado é notadamente inferior à estimativa de *TV*, uma vez que o coeficiente de *Carro* mostrou-se significativo em 10%. Afere-se, a partir destes resultados, que o impacto da desigualdade de renda entre os alunos, considerando a presença de estudantes oriundos de família cuja renda mostra-se em patamares mais elevados, medidos pela posse de automóvel, produzem maior desigualdade acadêmica. Pode-se afirmar, desta forma, que a pobreza mais acentuada, medida pela variável *TV*, quando dirimida, implica em redução da dispersão de rendimentos entre os estudantes, ao passo que a maior proporção de estudantes oriundos de classes sociais mais abastadas tendem a aumentar a desigualdade.

A estimativa da variável que captura a proporção de alunos cujas mães completaram o ensino superior não se mostrou significativa. O coeficiente da variável referente à escolaridade



dos pais, entretanto, mostrou-se significativo. Embora haja uma tendência de impacto superior da escolaridade da mãe sobre o desempenho dos filhos do que o registrado pela escolaridade do pai, resultado comumente registrado na literatura, alguns estudos apontam resultados menos diretos. Soares (2006), por exemplo, concluiu que os meninos tendem a sofrer maior influência da escolaridade do pai, enquanto as meninas são mais sensíveis aos efeitos da escolarização materna. O sinal positivo da estimativa de *Esc\_pai*, que indica um aumento da desigualdade *intra*-escolar à medida que a proporção de pais graduados aumenta, por escola, possui interpretação análoga àquelas indicadas para as variáveis *Sexo*, *Cor* e *Carro*: uma vez que o desempenho de estudantes que possuem pais com escolaridade em níveis muito superiores à média, a maior incidência de pais com ensino superior opera como um efeito de alavancagem da desigualdade de rendimento, levando à maior dispersão das notas dentro das escolas.

A estimativa da variável *Reunião* não foi significativa. Os resultados aproximam-se daqueles apresentados por Scorzafave e Ferreira (2011), que concluem que a presença dos pais em reuniões na escola representa 2,9% da variação da desigualdade em termos do *background* familiar.

As variáveis *Reprovado* e *Abandono* tiveram estimativas altamente significativas. Os coeficientes foram positivos e apresentaram maior valor dentre todos aqueles estimados no primeiro nível, apresentando valores superiores à unidade. Desta forma, proporções maiores de alunos que já reprovaram ou abandonaram algum ano letivo contribuem para deteriorar a equidade *intra*-escolar. Aumentos na proporção de estudantes que interromperam a progressão escolar produzem um *gap* de desempenho entre os alunos. Uma explicação para este fenômeno seria que estudantes com reprovação ou abandono escolar, ao produzirem resultados médios consideravelmente inferiores aos alunos que progrediram normalmente pelas séries, pressionam o desvio-padrão para cima, aumentando a dispersão das notas internas às escolas. A magnitude dos coeficientes também indica o grande impacto gerado pelas variáveis, sinalizando que os efeitos gerados pelo desenvolvimento e progresso das habilidades dos estudantes são os principais determinantes da desigualdade escolar.

Aumento na proporção de alunos que fazem os deveres de casa de Matemática regularmente reduz a desigualdade escolar. O coeficiente estimado da variável *Dever* mostrou-se altamente significativo e negativo, de tal sorte que o empenho discente, analogamente ao verificado na estimação para nível de proficiência, é um dos determinantes do desenvolvimento das habilidades acadêmicas dos estudantes, indicando, também em

relação à desigualdade *intra*-escolar, a importância do papel exercido pelas habilidades socioemocionais.

Dentre as estimativas das variáveis referentes às características dos professores, a proporção de professores que sempre corrigem os deveres em sala está negativamente relacionada à dispersão das notas dos alunos. Pode-se concluir que, embora o efeito gerado tanto da dedicação docente quanto discente levem à melhoria da eficácia escolar e à redução da desigualdade *intra*-escolar, a primeira é mais importante para explicar tanto a iniquidade educacional quanto a realização média escolar, relativamente, dadas as magnitudes superiores dos coeficientes de *Corrige* terem sido maiores, em ambas as equações, que aquelas verificadas para *Dever*.

Ainda que tenha se verificado um coeficiente negativo, indicando que, à medida que o salário docente aumenta, reduz-se a desigualdade *intra*-escolar, bem como a proporção de professores graduados em Matemática levaria a uma redução da desigualdade interna, a estimativa não apresentou significância em níveis tradicionais. Este resultado possui uma justificativa análoga àquela apresentada na discussão do Modelo 4.A.

O coeficiente estimado da variável *Conteúdo* foi altamente significativo e positivo, tal que a proporção de professores capazes de executar a maior parte do conteúdo letivo planejado tende a reduzir a iniquidade de desempenho dos alunos. Este resultado aponta que a eficiência docente pode atenuar os efeitos geradores de desigualdade produzidos pela diferença de habilidades dos indivíduos. Se os professores conseguem apresentar a maior parte do conteúdo, os benefícios estão à disposição de um número maior de alunos, ante aos poucos que teriam capacidade de apreender tal conteúdo de forma autodidata, reduzindo a desigualdade de desempenho entre as duas categorias de estudantes.

Os coeficientes estimados de todas as variáveis relativas aos insumos escolares mostraram-se insignificantes, indicando não haver evidências que a infraestrutura, gestão escolar e planejamento pedagógico apresentem impactos sobre a dispersão interna de resultados nos exames.

No que tange ao segundo nível hierárquico, tem-se que, de acordo com os resultados apresentados para os coeficientes aleatórios, grande parte da variabilidade da dispersão das notas escolares médias é advinda das diferenças entre os municípios. Em relação às estimativas das variáveis de controle verificou-se a significância estatística de *IFDM* e *Conselho*. No que se refere à primeira estimativa, o coeficiente da variável se mostrou o maior dentre todas as magnitudes das estimativas do Modelo 4.B, bem como ostentou sinal negativo, indicando que o desenvolvimento humano impacta a redução da desigualdade mais do que

qualquer outra variável. O comportamento da variável mostrou-se análogo à primeira equação, apresentando sinal positivo, concluindo que o nível de desenvolvimento humano de um município age tanto no sentido de aumentar a eficácia de suas escolas quanto em reduzir a iniquidade entre as mesmas. Em relação às variáveis referentes à PME, apenas a existência de Conselho Municipal apresentou um coeficiente significativo em 5%, com sinal positivo, indicando uma força divergente em relação às notas, ainda que de magnitude apenas marginal. A variável especificada, entretanto, não considerou se o CME está ativo ou não. Conclusões semelhantes podem ser tiradas dos resultados da primeira equação.

A não significância estatística das outras variáveis de nível municipal tem suas justificativas similares àquelas apresentadas anteriormente, na discussão dos resultados da primeira equação. Em relação à insignificância das estimativas de *Plano* e *Sistema*, pode-se atribuir os resultados ao impacto menos efetivo da internalização da política educacional pelo município em relação à dispersão de resultados. Uma vez que a desigualdade se afigura uma concentração de resultados superiores ou inferiores nos exames de um número reduzido de alunos, o maior desenvolvimento, ou carência, da gestão da política impacta de forma mais reduzida os *outliers*. Por exemplo, apesar de um município apresentar um Plano de Educação próprio, de modo que se sugere ser portador de instrumentos mais sofisticados de gestão da política educacional, um estudante notadamente mais capaz, apresentando consistentemente resultados acima da média, tende a sofrer um impacto menos direto destes instrumentos. Por sua vez, o estudante médio é mais sensível a variações na política educacional.

As defasagens espaciais apenas não apresentaram significância para os coeficientes de todas as variáveis, excetuando a estimativa de *Plano* defasada. Entretanto, já que o coeficiente da variável não se mostrou significativo sem o termo de defasagem, não se pode concluir a existência de um efeito de transbordamento. Desta forma, o modelo estimado não produziu evidências da existência de qualquer transbordamento espacial entre os municípios de tal sorte que haja uma relação entre as variáveis especificadas em um município e a dispersão das notas dos alunos de um município vizinho, considerando a base de dados.

#### 6.4.3. *Qualidade versus equidade*

Os resultados apresentados nas seções anteriores apresentaram, em geral, coeficientes com sinais opostos para os modelos de desvio-padrão e nível de proficiência. Na perspectiva da existência de um *trade-off* entre eficácia e equidade no sistema escolar, há indícios de que os determinantes que atuam no sentido de reduzir a dispersão das notas médias das escolas

são os mesmos que atuam no sentido de aumentar a eficácia educacional. Desta forma, é possível intuir uma relação entre a qualidade e equidade educacionais, de modo que parece não haver um *trade-off*. Em outras palavras, os mesmos determinantes da qualidade educacional são aqueles que induzem a equidade. Por exemplo, em relação ao *background* familiar, as *proxies* para nível de renda familiar dos estudantes, posse de televisor e automóvel atuam positivamente no nível de proficiência e negativamente na dispersão desta, de modo que levam a uma melhoria no nível educacional e na redução da desigualdade.

A conclusão extraída permite que ações diretas no sentido de melhorar a qualidade educacional, sob a forma de ganhos em termos do desenvolvimento de capacidades dos indivíduos, não implica em aumento da iniquidade entre os estudantes. Assim, políticas focadas na melhoria da qualidade do ensino não implicam na hipótese de Soares (2006), de que os estudantes portadores de características individuais mais favoráveis tenderão a se apropriar dos benefícios do sistema escolar e amplificar a disparidade na formação de habilidades.

Os resultados deste estudo corroboram com as conclusões de grande parte da literatura, conforme explicitado em seções anteriores, de que os principais determinantes do desempenho escolar dos estudantes residem nas características individuais dos mesmos. Entretanto, duas importantes conclusões podem ser retiradas dos resultados. Os coeficientes mais importantes na explicação de ambos os modelos foram as variáveis *reprovado* e *abandono*, *proxies* para a vida escolar pregressa do estudante, ou seja, medidas que visam a controlar atribuições ao longo do processo de acumulação de capacidades. Uma vez que a especificação contemporânea da função-produção educacional impede a captura da formação de habilidades como um processo cumulativo, a inserção das variáveis foi utilizada enquanto controle para adversidades neste processo de formação. Assim, as altas significância e magnitude dos estimadores das variáveis indicam que o principal determinante do desempenho dos estudantes é a formação de habilidades até o momento de sua mensuração. Tal conclusão leva à conclusão de que ações direcionadas à chamada *primeira infância*, levam a uma formação mais consistente das habilidades requeridas a um futuro desempenho acadêmico satisfatório.

Outro importante resultado reside no forte impacto identificado por características municipais sobre o desempenho dos estudantes. Ademais, conforme verificado pela estimação dos coeficientes aleatórios dos modelos multinível, a inclusão de variáveis municipais reduz a variância não explicada em ambos os modelos e o particionamento da variância total indica que grande parte da variabilidade das proficiências e o desvio-padrão dos resultados médios

escolares são devidos às diferenças entre os municípios. Este cenário atesta a importância de se estudar o comportamento socioeconômico dos municípios para compreender o desenvolvimento educacional de seus alunos.

Os resultados encontrados para as duas equações indicam que as características dos municípios afetam os resultados médios das escolas que neles residem, bem como impactam fortemente a dispersão das notas *intra*-escolas. Embora as variáveis do sistema de ensino tenham apresentado efeitos sobre o fenômeno de interesse, cabe ao nível de desenvolvimento humano o efeito de maior magnitude, permitindo intuir que os efeitos gerados pela melhoria do sistema educacional da formação de habilidades e correção de assimetrias geradas pelo *background* familiar dos indivíduos são mais eficazes em ambientes de maior desenvolvimento social. Pode-se atribuir isto ao caráter multidimensional da variável, capturando modalidades relativas à renda, saúde e educação que, conjuntamente, se correlacionam ainda a dimensões do desenvolvimento humano (tais como saneamento, mobilidade urbana, acesso a bens e serviços, etc.).

Uma importante conclusão deste resultado reside na pouca eficácia, em termos de melhoria da qualidade e redução da desigualdade educacionais, do processo de municipalização da política educacional. De acordo com Soares (2007), a fase de estruturação que ainda passa a educação no Brasil faz com que o sistema educacional ainda seja dependente de fundamentos básicos de um bom sistema de ensino, como infraestrutura. Neste ponto pode residir a ineficácia da descentralização da política educacional: sem o desenvolvimento básico das estruturas de gestão municipal e de financiamento de políticas, a municipalização não apresentará os efeitos desejados pelo arcabouço legal.

#### 6.5. Considerações finais

Os resultados deste estudo indicaram a existência de uma sobreposição dos fatores referentes ao *background* individual dos estudantes sobre o efeito gerado pelos insumos escolares para explicar tanto a qualidade quanto a desigualdade educacionais para os dados. Dentre os componentes cuja dispersão do desempenho mostrou-se mais responsivo, destacam-se as *proxies* para renda familiar e déficit escolar, referentes às características individuais dos alunos. As variáveis relacionadas às características do professor mostraram-se mais importantes para explicar a variabilidade das notas médias nos exames, enquanto os determinantes diretamente ligados à escola apresentaram efeitos apenas marginais. Os componentes relativos aos fatores socioeconômicos dos municípios e elementos relativos à PME mostraram-se pouco relevantes na determinação da iniquidade escolar, exceção feita ao

grau de desenvolvimento humano de um município, que atua fortemente na atenuação ou acentuação da desigualdade entre as escolas nos testes padronizados.

Embora os coeficientes de quatro das defasagens espaciais das variáveis relativas às características municipais mostraram-se significativos, apenas o do termo defasado da variável *IFDM* apresentou magnitude importante. Deste resultado pode-se intuir que existe um efeito de transbordamento entre os municípios no que se refere ao desenvolvimento humano, de modo que o nível de qualidade de vida registrada em um grupo de municípios tende a afetar a dispersão das notas encontradas em seus vizinhos por meio de um efeito de espraiamento.

Concluiu-se, então, a inexistência de um *trade-off* entre equidade e qualidade educacional, tendo em vista o comportamento dos coeficientes estimados e os resultados usualmente encontrados na literatura, indicando que praticamente os mesmos fatores que elevam a qualidade educacional também são responsáveis por promover a equidade educacional. Em termos de política pública, esse resultado reforça a importância de se melhorar a qualidade da educação, pois a redução da desigualdade é obtida em paralelo. Assim, identificar como se dá esta relação se afigura um próximo objeto de estudo, de modo a verificar se a qualidade educacional induz a redução da desigualdade ou se o movimento se dá de modo inverso.

### 6.6. Referências

- ALBERNAZ, Â; FERREIRA, Francisco HG; FRANCO, C. **Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira**. 2002.
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Alinea, Campinas-SP, 2012.
- AMARAL, L.; MENEZES-FILHO, N. A Relação Entre Gastos Educacionais e Desempenho Escolar. In: **XXXVI Encontro Nacional de Economia**, Salvador, 2008. Disponível em :<[http://www.insper.edu.br/sites/default/files/2009\\_wpe164.pdf](http://www.insper.edu.br/sites/default/files/2009_wpe164.pdf)>.
- BAGOLIN, I.; JÚNIOR, S.. A desigualdade da distribuição da educação e crescimento no Brasil: índice de Gini e anos de escolaridade. **Estudos do CEPE**, Santa Cruz do Sul-RS, v. 18, p. 7-31, 2003.
- BAUMONT, C. **Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo., U. Bourgogne, 2004.
- BARRO, Robert J.; LEE, Jong Wha. International measures of schooling years and schooling quality. **The American Economic Review**, v. 86, n. 2, p. 218-223, 1997.
- BARRO, Robert J.; LEE, Jong-Wha. International data on educational attainment: updates and implications. **Oxford Economic Papers**, v. 53, n. 3, p. 541-563, 2001.
- BIONDI, R.; FELICIO, F. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do SAEB**. Texto para Discussão, 28. Brasília: INEP, 2007.
- BRASIL. Ministério da Educação. Inep. **O Plano de desenvolvimento da educação**. 2006.
- CASTELLÓ, A.; DOMÉNECH, R. Human capital inequality and economic growth: some new evidence. **The Economic Journal**, v. 112, n. 478, p. C187-C200, 2002.
- CASTRO, Maria Helena G. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. **Desigualdade e pobreza no Brasil, Rio de Janeiro, IPEA**, p. 425-458, 2000.
- COLEMAN, J. et al. **Equality of Educational Opportunity**. Washington, 1966.
- CUNHA, Flavio et al. Interpreting the evidence on life cycle skill formation. **Handbook of the Economics of Education**, v. 1, p. 697-812, 2006.
- CURI, Edda; CAPES, Financiamento. Prova Brasil de matemática: revelações, possibilidades de avanços nos saberes de alunos de 4ª série/5º ano e indicativos para formação de professores. **Programa Observatório da Educação. Edital**, n. 038, 2010.
- DOURADO, Luiz Fernandes. Políticas e gestão da educação básica no Brasil: limites e perspectivas. **Educação & Sociedade**, v. 28, n. 100, p. 921-946, 2007.
- FELICIO, F.; FERNANDES, R. Efeito da Qualidade da Escola Sobre o Desempenho Escolar: Uma Avaliação do Ensino Fundamental no Estado de São Paulo. **Encontro Nacional de Economia**. Anpec, 2005.

- FRANCO, C.; ORTIGAO, I.; ALBERNAZ, A.; BONANIMO, A.; AGUIAR, G.; ALVES, F.; SATYRO, N. Qualidade e equidade em educação: Reconsiderando o significado de “fatores intra-escolares”. **Avaliação de Políticas Públicas**, v. 15, n. 55, p. 277-298, 2007.
- GOLDSTEIN, H. **Multilevel Statistical Models**. London: Arnold. 1995.
- HANSEN, Karsten T.; HECKMAN, James J.; MULLEN, Kathleen J. The effect of schooling and ability on achievement test scores. **Journal of econometrics**, v. 121, n. 1, p. 39-98, 2004.
- HOX, J. **Multilevel Analysis: Techniques and Applications**. New Jersey: L. Erlbaum Associates, Inc. 2002.
- KNUDSEN, Eric I. et al. Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building America’s future workforce. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 103, n. 27, p. 10155-10162, 2006.
- LAM, D.; LEVISON, D. Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings. **Journal of Development Economics**, v. 37, n. 1, p. 199-225, 1991.
- HANUSHEK, Eric A. The impact of differential expenditures on school performance. **Educational researcher**, v. 18, n. 4, p. 45-62, 1989.
- LEE, V.; BRYK, A.. A multilevel model of the social distribution of high school achievement. **Sociology of education**, p. 172-192, 1989.
- LIN, C. A. Education Expansion, Educational Inequality, and Income Inequality: Evidence from Taiwan, 1976–2003. **Social indicators research**, v. 80, n. 3, p. 601-615, 2007.
- LODOÑO, J. L. Kuznetsian Tales with attention to human capital. Lundenberg, M., Squire, L. **Growth and Inequality: extracting the lessons for policy makers**. The World Bank, 1990.
- LOPEZ, Ramon et al. **Addressing the education puzzle: the distribution of education and economic reform**. The World Bank, 1998.
- LOREL, B. Assessing Brazilian educational inequalities. **Rev. Bras. Economia**, v. 62, n. 1, p. 31-56, 2008.
- MAAS, J. V. L.; CRIEL, C. Distribution of Primary School Enrolments in East Africa. **World Bank Staffing Paper**, v. 511, 1982.
- MACHADO, Ana Flávia et al. Qualidade do ensino em matemática: determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras. **Revista da Anpec**, v. 9, n. 1, 2008.
- MARQUES, L. R. O projeto político pedagógico ea construção da autonomia e da democracia na escola nas representações sociais dos conselheiros. **Educação e sociedade**, v. 24, n. 83, 2003.
- MENEZES-FILHO, N. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. Sao Paulo: IBMEC. Sumario Executivo, 2007.
- MORENOFF, J. D. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight1. **American Journal of Sociology**, v. 108, n. 5, p. 976-1017, 2003.



- ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT. Programme for International Student Assessment. Disponível em: <<http://www.oecd.org/pisa>>. Acessado em: 16 de Dezembro de 2012.
- OECD. Education at a Glance, Paris, 2004.
- PAROLIN, I. Pais e Educadores: quem tem tempo de educar. **Porto Alegre: Mediação**, 2007.
- RAM, R. Educational expansion and schooling inequality: International evidence and some implications. **The Review of Economics and Statistics**, p. 266-274, 1990.
- RAUDENBUSH, S., BRYK, A. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2.ed. Londres, Nova Deli: Sage, 2002. 265p.
- RIANI, J. **Determinantes do Resultado Educacional no Brasil: Família, Perfil Escolar dos Municípios e Dividendo Geográfico numa Abordagem Hierárquica e espacial**. UFMG/Cedeplar. 2005.
- RIANI, J.; RIOS-NETO, E.. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 25, n. 2, p. 251-269, 2008.
- RIOS-NETO, E., CÉSAR, C., RIANI, J. **Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil**. Determinantes do Sucesso Educacional. IPEA, 27-28, 2002.
- SCORZAFAVE, L. G.; FERREIRA, R. A.. Desigualdade de Proficiência no Ensino Fundamental Público Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. **Revista Economia**, 2011.
- SEN, A. Well-being, agency and freedom: the Dewey lectures 1984. **The Journal of Philosophy**, v. 82, n. 4, p. 169-221, 1985.
- SOARES, José Francisco; ALVES, Maria Teresa Gonzaga. Desigualdades raciais no sistema brasileiro de educação básica. **Educação e Pesquisa**, v. 29, n. 1, p. 147-65, 2003.
- SOARES, José Franco. **Quality and equity in Brazilian basic education: facts and possibilities**. In: BROCK, C.; SCHWARTZMAN, S. (orgs.) The Challenges of education in Brazil. Oxford: Oxford University Press, Symposium Books ,p.69-88, 2004.
- SOARES, José Francisco. Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 130, p. 135-160, 2006.
- SOARES, J. F. Melhoria do desempenho cognitivo dos Alunos do ensino Fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, v.37, n.130, p.135-160, 2007.
- SOARES, J.; ANDRADE, RJ de. Nível socioeconômico, qualidade e equidade das escolas de Belo Horizonte. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, v. 14, n. 50, p. 107-126, 2006.
- SOARES, J. F.; CANDIAN, J. F.. O efeito da escola básica brasileira: as evidências do PISA e do SAEB. **Revista Contemporânea de Educação**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 4, p. 1-12, 2007.

- SOARES, J. F.; MAROTTA, L. Desigualdades no sistema de ensino fundamental brasileiro. In: VELOSO, F. et al. (Orgs.). **Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro**. RJ: Elsevier, 2009. p. 73-91.
- THOMAS, V.; WANG, Y.; FAN, X..**Measuring education inequality: Gini coefficients of education**. World Bank Publications, 2000.
- THOMAS, V.; WANG, Y.; FAN, X..A new dataset on inequality in education: Gini and Theil indices of schooling for 140 countries, 1960-2000. **World Bank. Washington, DC. Processed**, 2002.
- TODD, P.; WOLPIN, K.. On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. **The Economic Journal**, v. 113, n. 485, p. F3-F33, 2003.
- WAIL, B.; HANCHANE, S.; KAMAL, A.. A New Data Set of Educational Inequality in the World, 1950-2010: Gini Index of Education by Age Group. **Ava.at SSRN 1895496**, 2011.
- WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of cross section and panel data**. The MIT Press, 2002.

## 7. QUALIDADE E EQUIDADE NA EDUCAÇÃO: A HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS EDUCACIONAL

### 7.1. Introdução

Becker (1993) e Becker e Tomes (1976) definem a formação de talentos gerados pelo desenvolvimento educacional o principal determinante da formação de capital humano, que se caracteriza enquanto um dos mais importantes fatores para o desenvolvimento socioeconômico de um país. A oferta educacional universal, assim, caracteriza um importante agente para melhorar o desenvolvimento humano de uma população, bem como reduzir a iniquidade interna, uma vez que a desigualdade de rendimento dos indivíduos é a realização última do processo de formação de habilidades concretizada pelo sistema educacional (BETTS e ROEMER, 2004; ROEMER, 1998). No entanto, a escolarização não suporta o desenvolvimento das habilidades dos indivíduos se estes não estiverem processando e internalizando os conteúdos programáticos necessários ao pleno funcionamento dos mecanismos cognitivos cujas habilidades individuais prescindem. Tais habilidades são fundamentais, não apenas por sua importância *per se*, mas como instrumentos para aquisição de novos talentos (SOARES, 2007). Neste sentido, a qualidade da oferta educacional permite um processo multiplicador de habilidades.

O trabalho de Coleman (1966), pioneiro na especificação de um modelo relacionando a proficiência de estudantes em testes padronizados, medida para aprendizado escolar, com determinantes socioeconômicos individuais e insumos escolares, identificou que a qualidade do estudante é mais responsiva aos determinantes familiares e sociais dos alunos. Neste sentido, tanto o nível de aprendizado aferido pelos estudantes quanto à diferença de rendimento entre os indivíduos estariam fortemente associados às características individuais dos mesmos.

Nesta perspectiva, ainda que o Brasil tenha apresentados grandes avanços no que se refere à oferta educacional, a qualidade da educação ofertada, no entanto, mostra-se ainda inferior ao verificado nos países desenvolvidos (OECD, 2013). Ademais, de acordo com Luz (2006), o *background* familiar dos estudantes apresenta uma dispersão consideravelmente maior em países em desenvolvimento em relação ao registrado em países desenvolvidos, implicando em um padrão de iniquidade mais importante no desenvolvimento de habilidades cognitivas. Neste sentido, de acordo com Soares e Andrade (2006), a escola assume a função de promover maior equanimidade no desenvolvimento individual de seus alunos oferecendo acesso a uma série de recursos que atuam no sentido de amenizar a desigualdade gerada pelas características socioeconômicas individuais dos estudantes. Entretanto, a escassez de recursos

escolares presente em países em desenvolvimento implica em uma disputa pela apropriação destes ativos entre tais agentes, de modo que os indivíduos portadores de melhores padrões cognitivos, consequência de características socioeconômicas mais favoráveis, tendem a se apropriar mais eficientemente destes recursos do que aqueles menos dotados de ativos oriundos do *background* familiar, de modo a amplificar a desigualdade entre os indivíduos (SOARES e ANDRADE, 2006). De acordo com Curi (2010), os fatores geradores de eficiência no que tange ao desempenho dos estudantes podem, não raro, levar a aumentos importantes na desigualdade de proficiência de alunos de agrupamentos sociais distintos.

Ainda que a literatura nacional e internacional venha mostrando interesse pela questão da desigualdade educacional, o relacionamento desta com a eficácia do sistema educacional não tem sido objeto de maiores preocupações pela literatura. Uma série de estudos buscou identificar este padrão de relacionamento considerando a existência de um comportamento dinâmico entre as variáveis, emprestando a abordagem teórica que relaciona renda *per capita* e crescimento econômico (KUZNETS, 1955), denominada *Curva de Kuznets Educacional* (RAM, 1990). Esta abordagem relaciona o nível de escolarização dos indivíduos, em anos de estudo, com medidas de dispersão desta escolarização, notadamente, desvio-padrão e/ou índice de Gini. Esta abordagem, desta forma, prevê a existência de um *trade-off* entre escolarização e equidade implicando em um aumento da primeira a taxas decrescentes, acompanhado de um aumento da iniquidade educacional. Este comportamento mantém-se até que a função alcance um ponto de máximo, passando a decrescer a taxas crescentes, de modo que o aumento do nível de escolarização passa a atuar no sentido de reduzir a desigualdade associada. Lin e Tang (2008) afirmam que a principal justificativa por trás da hipótese da CKE reside no tratamento da escolarização enquanto principal medida para o capital humano, conforme a abordagem proposta por Mincer (1974). Uma vez que a escolarização média está altamente correlacionada ao nível de renda e, conseqüentemente, a distribuição desta escolaridade determina a distribuição da renda, o comportamento verificado entre nível de renda e sua distribuição, proposto por Kuznets (1955), reflete um comportamento análogo entre nível de escolarização média e sua distribuição entre os indivíduos (LIN e TANG, 2008).

Por sua vez, Sahlberg (2011a; 2011b; 2012) sugere que a relação entre a qualidade e desigualdade educacionais assume um comportamento complementar, de modo que a equidade interna ao sistema educacional é, por si só, um agente gerador de melhoria na eficácia educacional. Nesta perspectiva, a equidade interna implica na amenização dos efeitos promotores de desigualdade gerados pelas diferenças no *background* familiar, promovendo

uma apropriação mais equânime dos benefícios do sistema escolar, levando a uma melhoria da qualidade escolar(SAHLBERG, 2012).

Este trabalho tem por objetivo, desta forma, identificar a presença de uma relação entre eficácia e equidade educacionais, em nível municipal, emprestando das duas abordagens supracitadas a hipótese de um relacionamento não linear entre as duas variáveis. Assumindo que a equidade age no sentido de melhorar a qualidade educacional, à medida que se reduz a iniquidade escolar, assume-se que esta relação segue uma forma quadrática. Este comportamento parabólico foi adaptado do trabalho de Kuznets (1955), que teorizou uma relação sob a forma de *U* invertido entre o crescimento econômico e a concentração de renda nos países<sup>32</sup>. A hipótese da CKE implica que desigualdade educacional tende a aumentar na medida em que se verifica um aumento da eficácia educacional. Esta iniquidade aumenta a taxas decrescentes e alcança um ponto de máximo. A partir deste ponto, entretanto, o efeito da eficácia passa a reduzir a desigualdade, de modo que a função passa a decrescer a taxas crescentes. A hipótese da CKE é representada como verificado na Figura 7.A, em anexo. No eixo das ordenadas a desigualdade educacional é representada, por meio do desvio-padrão do nível de proficiência dos alunos, enquanto a eficácia educacional, medida pelo nível de proficiência, está no eixo das abscissas.

A validade da hipótese da CKE foi testada mediante um painel de dados municipais para as informações contidas nos questionários e nas notas das escolas na Prova Brasil de 2007 e 2009, para a quinta série do ensino fundamental. Caso a hipótese nula do coeficiente de interesse não seja rejeitada, há evidência estatística de que a hipótese da CKE é válida. Caso contrário, o coeficiente será estatisticamente diferente de zero e rejeitar-se-á a hipótese.

A base de dados utilizada é proveniente dos resultados e questionários da Prova Brasil para os anos de 2007 e 2009, bem como de variáveis para controle municipal advindas de outras fontes. A estratégia empírica consiste em um painel de dados espacial para os municípios brasileiros, considerando escolas municipais urbanas, regredindo o desvio-padrão das proficiências médias, por município, contra uma série de variáveis de controle em nível municipal e o nível médio de proficiência em Matemática, municipal, bem como seu termo quadrático.

---

<sup>32</sup>À medida que o crescimento econômico dos países aumenta, mensurado pela renda *per capita* nacional, o nível de desigualdade interna também cresce, sob taxas decrescentes, medida pelo índice de Gini. A função mantém este comportamento até um ponto de máximo, onde a curva se inflexiona e passa a decrescer. Assim, o estudo conclui que um país tende a aumentar a desigualdade econômica interna, à medida que enriquece, até um ponto em que os ganhos em termos de renda levam à diminuição da desigualdade.

## 7.2. Revisão de Literatura

### 7.2.1. Eficácia e equidade na proficiência escolar em testes padronizados

O trabalho pioneiro de Coleman (1966) indicou que os principais determinantes para o desempenho dos estudantes em testes de proficiência residem no *background* familiar, de modo que o efeito-escola assume apenas um papel marginal. Estudos recentes, porém, indicaram que o papel exercido pela escola no nível de proficiência escolar não pode ser negligenciado (RIVKIN, HANUSHEK e KAIN, 2005). Desta forma, a desigualdade *intra*-escolar, ainda que predominantemente impulsionada pelas características socioeconômicas dos indivíduos, pode sofrer ações tanto no sentido de acentuar quanto amenizar os efeitos de desigualdade gerados pelas características individuais dos alunos, por meio dos insumos escolares (SOARES, 2007). Estudos baseados em decomposição estática de indicadores de desigualdade educacional, bem como modelos causais que analisam o impacto do efeito-escola sobre a desigualdade educacional tem sido produzidos no Brasil nos últimos anos.

Muitos estudos vêm estimando medidas de dispersão afim de identificar o padrão de desigualdade educacional, especialmente considerando os anos de escolarização dos indivíduos e taxas de matrículas por medidas de desenvolvimento de habilidades e capital humano. Rosthal (1978) estimaram uma série de indicadores de desigualdade educacional para os EUA, Maas e Criel (1982) calcularam o índice de Gini para 16 países africanos, Sheret (1988) o fizeram para Papua e Nova Guiné, todos por meio das taxas de matrículas dos alunos nas escolas. Barro e Lee (1997) e Lopez *et al* (1998) estimaram o índice de Gini para todos os estados norte-americanos. Collins (2009) estimou o coeficiente de Gini, com base em matrículas de estudantes para as 24 províncias do Camboja. Castello e Domenech (2002), a partir dos dados de Barro e Lee (1997) estimou o índice de Gini para 108 países. Thomas *et al* (2000) o fizeram para 85 países, entre 1960 e 1990, expandindo seu estudo para 140 países, de 1960 a 2000 (THOMAS *et al*, 2002). Considerando dados brasileiros, Soares (2007) utilizou resultados em exames de proficiência para calcular o índice de Gini educacional brasileiro, bem como Felício e Fernandes (2005) realizaram a decomposição estática do índice de Theil considerando a proficiências dos estudantes nos exames do SAEB. Lorel (2008), Bagolin e Júnior (2003) e Júnior (2008) realizaram o cálculo do índice de Gini educacional para regiões e estados brasileiros.

Ainda que diversos estudos tenham abordado os determinantes da desigualdade educacional e sua relação com o nível de proficiência dos estudantes, o estabelecimento de uma relação entre equidade e eficácia educacionais não tem sido devidamente abordada. Poucos estudos utilizaram medidas objetivas de mensuração da desigualdade, sendo sido

realizados especialmente para verificar a validade da CKE, seja por meio da utilização do desvio-padrão da quantidade de anos de estudo médio.

Lodoño (1990) e Ram (1990) sugeriram a existência de um padrão kuznetsiano para a distribuição da educação, de tal sorte que, à medida que aumenta o nível médio de escolarização dos indivíduos, ocorre um aumento inicial da desigualdade educacional, seguida de um comportamento descendente.

Uma discreta, mas crescente literatura internacional tem verificado se a CKE pode ser encontrada em diversos países. Estes trabalhos têm utilizado, por medida de desigualdade, o desvio-padrão dos anos de escolarização ou índices relativos de dispersão, como os coeficientes de Gini e Theil. Considerando a taxa média de matrículas de estudantes e o coeficiente de Gini medido por meio destas, Maas e Criel (1982) identificaram um relacionamento negativo entre as duas variáveis. Thomas *et al* (2000, 2002), Checchi (2004) e Castello e Domenech (2002), por meio do indicador de Gini para anos de escolaridade dos indivíduos e a escolarização médias verificadas em suas respectivas amostras, identificaram uma correlação negativa.

Tendo por medida de desigualdade o desvio-padrão da escolarização dos indivíduos, Ram (1990), Lodoño (1990), Thomas *et al* (2002, 2000), De Gregório e Lee (2002), Lorel (2008) e Lin e Tang (2008) confirmaram a hipótese da CKE para os dados. Por sua vez, Lin (2007), Hojo (2009) e Morrison e Murtin (2010), utilizaram o índice de Gini da escolarização dos indivíduos por medida de desigualdade, refutando a hipótese da CKE. Estes resultados corroboram a proposição de Thomas *et al* (2003), que afirma que a CKE tende a ser confirmada quando a desigualdade é medida pelo desvio-padrão, e refutada quando medida por índices relativos, tais como Gini e Theil. Outros trabalhos identificaram, ainda, relações alternativas entre escolarização e sua distribuição por meio do índice de Gini (THOMAS *et al*, 2000; CASTELLÓ e DOMENECH, 2002; WAIL *et al*, 2011; BARRO e LEE, 1997, 2001 e LOPEZ *et al*, 1998).

Thomas *et al* (2002) identificaram uma série de fatos estilizados sobre a CKE: *i*) em países pobres com níveis baixos de escolarização, mas distribuição mais equânime dos anos de escolaridade média da população, aumentos nos anos de escolarização tendem a aumentar o desvio-padrão. No entanto, quando considerado o índice de Gini o resultado diverge de tal modo que, neste cenário, tem-se uma redução da desigualdade educacional; *ii*) todavia, em países cujo nível de escolarização é alto, o aumento médio dos anos de escolarização da população tende a reduzir o desvio-padrão da escolarização; *iii*) em ambos os casos supracitados o índice de Gini se reduz.

Embora muitos autores afirmem que índices de desigualdade relativos, especialmente Gini, sejam medidas mais robustas e consistentes para mensurar a desigualdade educacional (e.g. THOMAS *et al*, 2000;2002), ao se considerar como instrumento de desigualdade o desempenho de estudantes em testes padronizados, a medida mais adequada afigura-se o desvio-padrão das proficiências, conforme proposto por Ferreira e Gignoux (2011), pelos motivos já expostos neste trabalho. A principal razão para a melhor adequação de índices de desigualdade relativos para identificar a desigualdade de escolarização é, de acordo com Thomas *et al* (2000, 2002), motivado pelos dados desta natureza serem binários, categóricos ou truncados, tal que podem se verificar muitas observações com valores zerados.

Tendo, também, por medida de desigualdade o índice de Gini, calculado para 146 países, quinquenalmente, entre os anos de 1950 e 2010, considerando o nível de escolarização, Wail, Hanchane e Kamal (2011) desenvolveram um painel, condicional ao sexo dos indivíduos. Os resultados indicaram que a desigualdade educacional tem diminuído consideravelmente para grande parte dos países componentes da amostra, embora esta tendência não tenha apresentado padrão uniforme. Dentre os determinantes apontados para este padrão de heterogeneidade, os autores apontam o desenvolvimento diferenciado entre os países e suas especificidades, de modo que as características de cada região influenciaram na tendência de dispersão apresentada. Outra importante conclusão residiu na identificação de uma relação negativa entre o índice de Gini e o tempo médio de escolarização dos indivíduos. Resultados similares foram encontrados por Thomas *et al* (2000), também utilizando informações nacionais. De acordo com os autores pode-se verificar a existência de um comportamento convergente entre nível de escolarização e redução da iniquidade escolar. A conclusão, embora aborde a quantidade educacional acumulada e não a formação de habilidades cognitivas dos indivíduos, apresenta indícios da inexistência de um *trade-off* equidade e eficácia educacional.

Lorel (2008) utilizou, a fim de identificar um padrão de desigualdade educacional para o Brasil, estratégias empíricas diversas para capturar um desenho geral da problemática. Por meio do cálculo do índice de Gini para estados e regiões brasileiras, o autor identificou uma importante redução das desigualdades educacionais, tendo por medida o nível de escolarização dos indivíduos. Apesar de uma redução notável da iniquidade para a grande maioria dos estados e regiões, a heterogeneidade geográfica do País manteve um considerável grau de disparidade de escolaridade entre as regiões, considerando as especificidades de cada unidade geográfica de análise. O autor, ainda, lançou mão da verificação da hipótese da Curva de Kuznets Educacional tendo por medida o desvio-padrão educacional, confirmando sua



existência para os dados. No que se refere à relação entre a escolaridade média e o índice de Gini, estase mostrou negativa, indicando que o aumento da escolarização tende a reduzir a iniquidade educacional para as regiões brasileiras. Ao considerar os resultados em termos de matrículas em escolas, o autor identificou uma redução forte da desigualdade.

Poucos estudos, ainda, abordaram os efeitos das características regionais sobre o nível de proficiência e desigualdade no sistema educacional, conforme explicitado por Scorzafave e Ferreira (2011), podendo implicarem perda de eficiência ou viés nas estimativas (ALBENAZ *et al*, 2002). Curi (2010) afirma, ainda, que embora o desempenho da escola tenha a maior parte de sua variabilidade explicada pelo desempenho total médio das escolas da amostra, uma parte desta variação advém de determinantes regionais. Analogamente, Wailet *al* (2011) identificaram que os determinantes da redução da desigualdade de escolarização, em nível internacional, dependem das especificidades do desenvolvimento de cada país.

Desta forma, este trabalho não apresenta precedentes na verificação de uma relação entre qualidade e desigualdade educacionais, em nível municipal, verificando a procedência de uma forma funcional em formato de “U” invertido.

### 7.3. Aspectos metodológicos

#### 7.3.1. Dados em Painel

A disposição de um conjunto de dados sob a forma de um painel contém observações individuais ao longo de um dado período de tempo, abarcando, assim, as dimensões de corte transversal e temporal. O método de dados em painel de dados apresenta duas grandes vantagens em relação à abordagem com dados em corte transversal. Em primeiro lugar, Hsiao (2002) afirma que um painel de dados, por permitir um número de observações maior, implica no aumento da quantidade de variáveis independentes, por fornecer um número maior de graus de liberdade. A redução da colinearidade entre as variáveis explicativas apresenta, ainda, ganhos para as estimações. Logo, uma amostra maior garante as propriedades assintóticas desejáveis à estimação dos parâmetros, apresentando ganhos de eficiência (WOOLDRIDGE, 2002).

Em segundo lugar, o nível de proficiência e desvio-padrão dos municípios, enquanto média do desempenho dos estudantes em nível municipal, pode ser influenciada por uma gama de características não observadas nos dados, podendo ser identificados determinantes do desempenho que não são capturados pelo modelo, desde incentivos gerados dentro da escola para melhoria do rendimento, impulso familiar para bom desempenho, características de urbanização e facilidade ao acesso escolar gerado pelo município, até capacidades cognitivas

inatas ao aluno, que explicam a variação das notas nos testes. A estimação de um modelo que não leve em consideração a presença destes efeitos não observados pode levar a viés nas estimativas, decorrentes da omissão de variáveis explicativas relevantes à explicação da variação da variável dependente. Este viés de variável omitida é verificado quando por meio de efeitos endógenos do termo de erro com qualquer variável de controle. A modelagem por meio de *pooled* dados assume, desta forma, de acordo com Wooldridge (2002), a função primordial de solucionar os danos inferenciais gerados pelo viés de variável omitida, através da identificação do padrão de correlação dos termos não observados com as variáveis independentes observadas. Assim, o *pooled* dados com controle para características não observadas permite contornar as possíveis violações das hipóteses de identificação para as propriedades desejáveis dos estimadores.

Para identificar a presença de efeitos não observados no modelo faz-se uso do teste de Breusch-Pagan. Este teste permite a identificação da existência de variáveis não observadas, não identificáveis na abordagem de dados em corte transversal<sup>33</sup>. Caso o teste indique a existência de características não observáveis da escola, deve-se adotar um modelo de efeitos não observados, contornando os problemas relativos à omissão de variáveis relevantes.

De acordo com Wooldridge (2002), em um painel de efeitos não observados, o termo correspondente aos últimos, pode apresentar características fixas ou aleatórias, considerando a dimensão temporal na análise. Neste sentido, as características da escola não observadas nos dados originais podem ser fixas na defasagem temporal de análise ou variáveis, de um momento inicial até outro. O primeiro caso refere-se ao modelo de efeitos fixos, enquanto o segundo é concernente à abordagem de efeitos aleatórios. Com o intuito de identificar se os efeitos não observados das escolas afiguram-se fixos ou aleatórios, utilizou-se o teste de Hausman<sup>34</sup> para checar se o termo de efeitos não observados está correlacionado com os vetores de variáveis de controle. Wooldridge (2002) aponta que caso um modelo seja estimado por efeitos fixos quando a especificação correta aponta para a presença de efeitos aleatórios, os estimadores serão consistentes, porém, não serão eficientes.

Se o teste de Hausman identifica a presença de variáveis não observadas invariantes no tempo e correlacionadas com o conjunto de variáveis independentes, ocorre uma não

<sup>33</sup> O teste utiliza os procedimentos matemáticos do multiplicador de Lagrange e a abordagem da máxima verossimilhança, que testa a probabilidade de uma amostra específica ser representativa da efetiva população de interesse. O teste tem por hipótese nula,  $\sigma_v^2 = 0$ , donde  $\sigma_v^2$  é a variância do modelo. Se a hipótese nula for rejeitada, pode-se afirmar a existência de efeitos não observados, c.c. a adoção de um modelo POLS garante as boas propriedades dos estimadores (BREUSCH e PAGAN, 1980).

<sup>34</sup> O teste, desenvolvido por Hausman (1978), tem por hipótese nula  $Cov(\varepsilon_i, X_{it}) = 0$ . Se a hipótese nula for rejeitada, pode-se afirmar a melhor especificação do modelo por efeitos fixos, c.c. a adoção de um modelo de efeitos aleatórios garante as boas propriedades dos estimadores.

independência entre o termo de erro e o vetor de variáveis de controle, tal que a esperança do termo de erro condicionada ao vetor de variáveis explicativas é diferente de zero.

A hipótese de identificação da abordagem de efeitos fixos é que

$$E[U_{it}|X_i, c_i] = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (10)$$

Em que  $u$  é o termo de erro aleatório,  $X$  é o vetor de variáveis de controle e  $c$  é termo referente ao efeito não observado. A equação 8 indica a independência entre as características observáveis e não observáveis. Assim, estas são não correlacionadas com as variáveis de controle do modelo, sendo respeitada a hipótese da ortogonalidade<sup>35</sup>.

O efeito não observado, uma vez invariante no tempo, deve ser removido por meio de uma transformação aritmética de sua média, conforme pode ser verificado na Equação 9.

$$Y_{it} - \bar{Y}_{it} = (X_{it} - \bar{X}_{it})\beta + (c_i - \bar{c}_i) + (u_{it} - \bar{u}_{it}) \quad (11)$$

Em que  $\bar{Y}_{it} = (1/T)\sum_{t=1}^T Y_{it}$ ;  $\bar{X}_{it} = (1/T)\sum_{t=1}^T X_{it}$ ;  $\bar{u}_{it} = (1/T)\sum_{t=1}^T u_{it}$ ; e  $\bar{c}_i = (1/T)\sum_{t=1}^T c_i$ .

A estimação de  $Y_{it} - \bar{Y}_{it}$  contra  $X_{it} - \bar{X}_{it}$  será consistente por OLS. Este estimador é conhecido por *Within*.

Caso os efeitos sejam aleatórios, estes devem ser retirados de uma amostra *i.i.d.*, de modo que os estimadores para ambas as abordagens sejam iguais quando garantidas as propriedades assintóticas desejáveis (WOOLDRIDGE, 2001)<sup>36</sup>. Assume-se que  $E(c_i|X_i) = E(c_i) = 0$ , ou seja, o termo não observado e o conjunto de variáveis explicativas são independentes entre si, sendo  $c \sim iid(0, \sigma_c^2)$ .

A estimação de uma modelo cujos efeitos não observados são tratados por aleatórios não prescinde da homocedasticidade do efeito  $c$ . Tomando

$$\varepsilon_{it} = c_i + u_{it} \quad (12)$$

e

$$E(\varepsilon_{it}^2) = E(c_i^2) + 2E(c_i u_{it}) + E(u_{it}^2) = \sigma_c^2 + \sigma_u^2 \quad (13)$$

$$\forall t \neq s, E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = E((c_i + u_{it})(c_i + u_{it})) = E(c_i^2) = \sigma_c^2 \quad (14)$$

<sup>35</sup> $E(u) = 0$  é pressuposto para a garantia da ortogonalidade, bem como  $Cov(c, X) = 0$  (WOOLDRIDGE, 2002).

<sup>36</sup>Os trabalhos comumente realizados com microdados, entretanto, tendem a apresentar um número muito maior de observações longitudinais do que temporais, de modo a se verificar diferença estatisticamente significativa entre os estimadores de efeitos fixos e aleatórios (WOOLDRIDGE, 2002).

Dadas as relações acima apresentadas, existe  $\Omega$ , tal que  $\Omega$  é a matriz de variância de  $\varepsilon_i$ , definida positiva e  $E(X_i' \Omega^{-1} X_i)$  é não singular.

Se as condições acima são verificadas,  $\exists \hat{\beta} | \hat{\beta} = (\sum_{i=1}^N X_i' \Omega^{-1} X_i)^{-1} (\sum_{i=1}^N X_i' \Omega^{-1} Y_i)$  e  $\hat{\beta}$  é consistente. Este estimador é o método de Mínimos Quadrados Generalizados, que é o melhor estimador quando verificados efeitos aleatórios se, e somente se, a matriz de variância dos componentes não observados é conhecida. Caso contrário, deve-se estimar uma matriz  $\Omega$ , produzindo, então, um estimador  $\hat{\Omega}$ , consistente, possibilitando estimar  $\hat{\beta}$ . Este método é conhecido por Mínimos Quadrados Generalizados Exequíveis.

### 7.3.2. Especificação do modelo

Foi utilizada uma abordagem econométrica de painel de dados de municípios para os anos de 2007 e 2009. Com base na especificação adotada por Ram (1990) e incorporando os efeitos espaciais, o modelo foi especificado como se segue:

$$DP_{it} = \beta_0 + Y_{it}' \beta_2 + Y_{it}^2 \beta_3 + A_{it}' \beta_4 + c_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Em que  $DP_{it}$  é o desvio-padrão dos resultados dos estudantes do município  $i$  no ano  $t$ .  $Y_{it}$  é a média da proficiência do município  $i$  no ano  $t$ , em matemática;  $\beta_0$  é a constante do modelo;  $A_{it}$  é o vetor de variáveis de controle referentes às características dos estudantes, escolas, professores e município, do município  $i$  no ano  $t$ ;  $Y_{it}^2$  é o termo quadrático da proficiência média do município;  $c_i$  é o efeito específico não observado do município  $i$ ;  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro aleatório *iid*, tal que  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ .

O termo quadrático de proficiência educacional é incluído para testar a hipótese de uma forma funcional parabólica para o relacionamento entre proficiência e desigualdade educacionais municipal, que implica que a iniquidade cresce a taxas decrescentes para valores mais baixos em termos de proficiência, atingindo um ponto de máximo, a partir do qual a melhoria do rendimento acadêmico médio municipal implica na queda da desigualdade escolar *intra*-municipal.

Neste sentido, a relação entre o nível de proficiência médio dos alunos, por município e a desigualdade educacional municipal pode apresentar comportamentos distintos, em função dos sinais dos coeficientes, como descrito abaixo.

1)  $\beta_2 > 0$ ;  $\beta_3 = 0$ . Neste caso, a relação dar-se-á de forma monotonicamente crescente e linear, de modo que uma maior proficiência do discente implica em maior iniquidade;

2)  $\beta_2 < 0$ ;  $\beta_3 = 0$ . Neste caso, a relação será monotonamente decrescente e linear, o que significa que um aumento na proficiência leva a redução da desigualdade;

3)  $\beta_2 > 0$ ;  $\beta_3 < 0$ . Neste caso, verifica-se uma Curva de Kuznets tradicional no formato de U invertido;

4)  $\beta_2 < 0$ ;  $\beta_3 > 0$ . Neste caso, “U” tradicional indicando que, à medida que aumenta proficiência, a desigualdade associada diminui, atingindo um ponto de mínimo, aumentando a taxas decrescentes a partir deste ponto<sup>37</sup>.

No que se refere às hipóteses de identificação, a especificação contemporânea exige uma série de restrições, apresentadas por Todd e Wolpin (2003) como segue:

*i) Os insumos são invariantes no tempo, tal que os determinantes contemporâneos do desempenho acadêmico dos estudantes representem toda a história de seu desenvolvimento cognitivo, ou a proficiência depende apenas de insumos contemporâneos;*

*ii) As características cognitivas inatas dos indivíduos são não correlacionadas aos insumos contemporâneos.*

Dentre as hipóteses de identificação tradicionais para a estimação da Equação 6, considerando a presença de dados espaciais, a utilização de todos os municípios brasileiros enquanto amostra de caráter censitário reduz o possível viés de seleção amostral. A utilização de um painel de dados, e função das características intrínsecas à abordagem já apresentadas, dirime o problema de inconsistência gerado pela omissão de variáveis não observadas relevantes. A especificação de variáveis de controle em nível municipal permite controlar os efeitos gerados pela omissão de variáveis explicativas observadas relevantes. Possíveis erros de medida são, por sua vez, irrelevantes em função da manutenção da estrutura espacial da amostra entre 2007 e 2009, ou seja, não houve variação na distribuição dos municípios brasileiros entre 2007 e 2009<sup>38</sup>.

### 7.3.3. Dados

A amostra abrangeu a agregação das variáveis em nível de escola, transformadas em médias municipais, bem como um conjunto de variáveis já dispostas em nível municipal, conforme já apresentado na introdução desta dissertação e verificável na Tabela 3.A, em

<sup>37</sup> A Figura 8.A, Anexo 3, apresenta as representações gráficas associadas as condições 1, 2, 3 e 4.

<sup>38</sup> Uma hipótese de identificação adicional deve ser presumida: os efeitos não observados devem ser uniformemente distribuídos entre as observações. Considerando um choque verificado entre os anos compreendidos na amostra em qualquer variável especificada, a consistência das estimações somente será garantida se este choque afetar todas as observações, não se efetivando em apenas uma parte das observações, gerando, desta forma, viés.

anexo. Foram excluídas escolas localizadas em áreas rurais, de modo que foi garantida uma maior homogeneidade da amostra. No Anexo 3 (Tabela 13.A), encontram-se as estatísticas descritivas para a amostra utilizada para a estimação. Considerando a presença de dados perdidos na amostra, 4.992 municípios apresentaram informações para os níveis de proficiência e desvio-padrão dos resultados dos alunos nos exames de matemática da Prova Brasil de 2007. As médias foram, respectivamente, 187,25 e 24,98, cujos desvios-padrão encontrados atingiram 20,31 e 1,43. Os coeficientes de variação associados, para ambas as variáveis, indicaram baixa variação entre os municípios. As descrições para 2009 mostraram-se similares. Embora tenha incorrido mais perdas de dados, sendo 4.962 municípios portadores de informações sobre as proficiências e desvio-padrão de seus estudantes, as médias das variáveis, respectivamente, 200,28 e 25,41, apresentaram um aumento sensível, indicando tanto uma melhoria de desempenho quanto um pequeno aumento na dispersão das notas entre os municípios da amostra. Os coeficientes de variação, contudo, mantiveram-se muito próximos a zero, indicando, novamente, um padrão de convergência das variáveis ao longo dos municípios brasileiros.

No que tange às variáveis componentes do vetor de características individuais e familiares dos estudantes, a proporção de mães com ensino superior completo, por município, apresentou constância nos anos de análise, mantendo-se, em termos de médias, na casa de 9%. Verificou-se, todavia, uma queda no coeficiente de variação, indicando uma redução na dispersão da variável entre municípios. Em relação à proporção de pais com ensino superior, houve uma redução de 9% para 8%. Entretanto, a importante queda verificada no desvio-padrão implicou em uma redução do coeficiente de variação similar à ocorrida para a variável *Esc\_mãe*. A proporção de alunos autodeclarados brancos aumentou em um ponto percentual, entre 2007 e 2009, de 36% em 2007 para 37% em 2009, apresentando coeficiente de variação relativamente constante, em cerca de 0,47. No que se referem às medidas para renda familiar, é notado um aumento na proporção de famílias possuidoras de ao menos um aparelho televisor em cores, bem como de um automóvel, variando, para as duas variáveis, de 93% para 94% e de 34% para 36%, em 2007 e 2009, respectivamente, com uma manutenção dos valores dos coeficientes de variação, indicando maior concentração regional para a variável *Carro*. A variável referente a gênero dos indivíduos indicou que a proporção de alunos do sexo masculino por município manteve-se constante, na ordem de 50%, entre os anos de análise, com uma pequena queda da dispersão entre os municípios.

As descrições das porcentagens de alunos com ao menos uma reprovação, e que já abandonaram, ao menos uma vez, algum ano letivo, indicou uma estabilidade, tanto em

termos das médias quanto desvios-padrão, apresentando valores de 37% para a primeira variável e 9% para a segunda, em 2007, tendo ambas registrado a queda de um ponto percentual em 2009. Em relação aos desvios-padrão, ambas as variáveis apresentaram ligeira queda, o que implicou em uma conseqüente redução da dispersão das variáveis entre os municípios. A proporção de estudantes que sempre fazem os deveres de casa apresentou constância ao longo do período de análise, sendo verificada uma sensível redução, de 78% para 77% entre 2007 e 2009. A dispersão do fenômeno entre os municípios manteve-se relativamente constante, apresentando uma ligeira redução.

Em relação às variáveis do vetor de insumos escolares, estas podem ser divididas entre insumos propriamente escolares e corpo docente. No tocante à primeira, a proporção de escolas que possuem biblioteca, por município, apresentou média relativamente constante, reduzindo-se em um ponto percentual, de 68% para 67% nos anos de interesse. No que tange ao coeficiente de variação, verifica-se um leve aumento na dispersão. A proporção de escolas que apresentaram projeto pedagógico apresentou médias de 0,91 e 0,93, cujos coeficientes de variação associados foram de 0,26 e 0,24, respectivos a 2007 e 2009, indicando um sensível aumento na incidência e redução da dispersão do fenômeno entre os municípios. A proporção de escolas que possuem programa de reforço apresentou um aumento de três pontos percentuais, atingindo 79% em 2009, atrelada a uma pequena redução em sua dispersão. No que tange às variáveis componentes da subcategoria concernente ao corpo docente, a experiência docente municipal média do professor indicou que, entre 2007 e 2009, houve uma manutenção da proporção de professores com cinco anos, ao menos, de experiência docente, associada, todavia, a um aumento no coeficiente de variação, de 0,29, em 2007, para 0,35, em 2009, indicando que a concentração espacial do fenômeno reduziu-se. A proporção de professores com graduação em Matemática caiu em dois pontos percentuais, apresentado valor de 11% em 2007 e 9% em 2009. Os coeficientes de variação apresentaram redução de 0,3 unidades, caindo de 2,7 em 2007, para 2,4 em 2009. Apesar da importante redução na concentração regional da incidência de professores com nível superior em matemática, esta variável é a mais concentrada da amostra, de tal sorte que poucos municípios concentram grande parte dos professores graduados. Uma explicação importante pode residir na baixa oferta de mão-de-obra qualificada no país, o que implica em uma concentração espacial da oferta de professores qualificados. Fenômeno similar, embora portador de concentração espacial mais reduzida, é a proporção de professores com que cumpriram ao menos 80% do conteúdo programático inicialmente proposto para o ano letivo. As médias encontradas foram de 0,29 em 2007 e 0,33 em 2009. Os coeficientes de variação associados partiram de 1,1 em

2007 para 1,13 em 2009. A proporção de professores que sempre corrigem deveres apresentou coeficiente constante para a variável, na ordem de 0,83, com desvios-padrão associados também relativamente constantes e de baixa magnitude. No que se refere à renda aferida com a atividade docente, a amostra indicou um salto de cerca de 40 pontos percentuais de 2007 para 2009, atingindo 81% neste último ano. Os coeficientes de variação apresentaram, entretanto, uma importante redução, de 0,96 para 0,42. Pode-se concluir dois fatos destes resultados: *i*) Há grande divergência no padrão salarial dos professores ao longo do território brasileiro, o que é facilmente justificado pela descentralização da política educacional, que garante um importante grau de autonomia ao município no que diz respeito à política salarial; *ii*) uma vez que a proporção especificada refere-se à categoria que apresentou maior concentração de observações para cada ano, a partir dos questionários da Prova Brasil, é evidente um aumentonominal dos rendimentos dos professores municipais ao longo do território nacional, excetuando-se, obviamente, qualquer conclusão relativa ao poder de compra do profissional; *iii*) a implementação do piso nacional docente, em 2007, pode ser uma explicação para o salto verificado, tal que aumentos nominais para o salário docente foram legalmente impostos, sendo imediatamente acatado por muitos municípios no país.

As variáveis de controle de características municipais também têm suas descrições apresentadas na Tabela 12.A. O PIB *per capita* médio municipal apresentou média de 5,13, em 2007, e 9,36, para 2009, em milhares de Reais. Os desvios-padrão associados, de grande magnitude, indicam grande dispersão da renda entre os municípios da amostra, um elemento-chave para explicar a desigualdade educacional *intra*-regional, conforme exposto por Castro (2000), o que pode ser evidenciado pela incidência de coeficientes de variação superior a unidade em todos os períodos. A taxa de homicídios a cada 100 mil habitantes apresentou média de 23,21, para 2007, e 23,94 em 2009. Mais uma vez, os desvios-padrão identificados atestam grande dispersão da violência nos dados da amostra. O IFDM apresentou média de 0,62 para 2007 e 0,64 para 2009, ou seja, um padrão considerado de desenvolvimento humano médio, com dispersões relativas baixas entre os municípios. Em relação aos gastos municipais *per capita* em educação básica, *proxy* para investimentos públicos em educação, esta apresentou médiacrescente, de 4,3, em 2007, para 8,18, em 2009, indicando um importante crescimento. Este fenômeno está altamente associado ao aumento dos repasses do orçamento federal para educação básica, especialmente por meio do Fundeb. Houve, entretanto, um aumento no coeficiente de variação, de 0,55, em 2007, para 0,75, em 2009, indicando um aumento da concentração deste gastos nos municípios brasileiros, em grande parte



impulsionada pela efetivação do PDE, importante vetor de municipalização do sistema de ensino.

Em relação às variáveis de política educacional, em 2007, 26% dos municípios apresentaram secretaria própria de educação, 43% possuíam sistema de ensino próprio, 31% desenvolveram Plano Municipal de Educação e 68% possuíam Conselho Municipal de Educação. Em 2009, a amostra indicou que houve um salto na proporção de municípios com secretarias de educação exclusivas para 43,4%. Por sua vez, 52% dos municípios apresentaram sistema de ensino próprio, bem como 57%, Plano Municipal de Educação. A proporção de conselhos municipais também aumentou para 79%. Este padrão de crescimento na proporção de municípios com alto desenvolvimento da política municipal deve-se ao incremento no processo de municipalização da educação ocorrido nos últimos anos no país, impulsionado, sobremaneira, pela implementação do Fundeb, em substituição ao Fundef, e ao desenvolvimento do Plano Nacional de Educação (2006). Em relação ao padrão de dispersão das variáveis, para os dois anos de análise, verifica-se um aumento desta para todas as variáveis, à exceção da variável *Conselho* e *Sistema*, que apresentaram redução do coeficiente de variação. Entretanto, esta última, bem como *Secretaria* e *Plano* apresentaram coeficientes de variação tendentes à unidade, o que significa que há grande concentração dos municípios que efetivamente vem desenvolvendo mais autonomamente a política educacional.

A Tabela 12.A, no Anexo 3, apresenta a matriz de correlação das variáveis utilizadas, em *pooled*. As variáveis não apresentam forte correlação entre si. Dentre as mais importantes correlações verificadas figura-se a referente às variáveis *Carro* e *IFDM*, que apresentam valor próximo a 0,7.

A Figura 9.A, no Anexo 3, apresenta o histograma da variável dependente. Pode-se notar que a distribuição das probabilidades do desvio-padrão, em *Pooled*, apresenta um comportamento similar à distribuição *Chi*-quadrado, que pertence a famílias das distribuições exponenciais.

As Figuras 10.A e 11.A, no Anexo 3, apresentam a relação entre o desvio-padrão das proficiências dos alunos e os níveis de proficiência e termo quadrático desta, respectivamente, em *Pooled* de municípios. O relacionamento entre a eficácia e a qualidade educacional, em nível municipal, sem o controle para o conjunto de variáveis explicativas, indica uma função relacional entre as duas modalidades parabólica. Porém, verifica-se um relacionamento positivo, em termos do coeficiente quadrático. Na medida em que se verifica uma proficiência superior, a dispersão das notas tende a cair. Esse comportamento mantém-se até um certo ponto em que há uma inflexão (em torno do ponto médio entre 200 e 250, ou seja, 225) e o

aumento das notas produz um conseqüente incremento na dispersão das mesmas. Este comportamento sugere a presença de um *trade-off* em pontos acima e abaixo do valor do desempenho mínimo satisfatório (225 pontos) para a prova de Matemática da Prova Brasil. Neste ponto não se verifica um *trade-off* entre eficácia e equidade educacionais nos dados. A Tabela 11.A apresenta resultados similares para o termo quadrático do nível de proficiência. A próxima seção apresentará os resultados desta relação considerando as variáveis de controle e efeitos não observados para verificar se este comportamento se mantém.

#### 7.4. Resultados e Discussão

Cabe a esta seção a discussão dos resultados dos modelos econométricos estimados. Serão apresentados os resultados da análise de robustez dos modelos de *pooled* estimados por MQO, efeitos aleatórios (estimador de Mínimos Quadrados Generalizados) e efeitos fixos (estimador *Within*), estimados com as variáveis referentes às características dos estudantes (POLS 1, RE 1 e FE 1), com a adição das características dos professores (POLS 2, RE 2 e FE 2), considerando, posteriormente, as variáveis relativas à unidade escolar (POLS 3, RE 3 e FE 3), e por fim, com a adição das variáveis de características municipais (POLS 4, RE 4 e FE 4). Os modelos foram estimados considerando erros padrão robustos, para evitar perda de consistência das estimativas geradas pela presença de heterocedasticidade nos dados. As propriedades assintóticas desejadas são garantidas pelo alto número de observações, que dá a amostra propriedades de amostra infinita. Ademais, os resíduos apresentaram normalidade. O Anexo 3, Figura 12.A, apresenta os histogramas dos resíduos dos Modelos FE 4.

Primeiramente foi realizado o teste de Breusch-Pagan para verificação da presença de efeitos não observados no modelo especificado. A Tabela 14.A, no Anexo 4, apresenta o resultado do teste de Breusch-Pagan.

Os modelos estimados sem controle para dependência espacial foram estimados, primeiramente, por MQO. A Tabela 14.A, Anexo 3, apresenta os resultados das estimações para os quatro modelos expostos anteriormente. O coeficiente estimado do teste mostrou-se significativo em 1%, de tal sorte que a hipótese nula, que afirma a nulidade da variância do efeito não observado, foi rejeitada a 99% de confiança. Este resultado indica que há indícios da presença de efeitos não observados no modelo, tal que a estimação por POLS apresentam viés e inconsistência.

Procedida a verificação da presença de efeitos não observado nos dados, foi realizado o teste de Hausman para identificação do tipo de efeito não observado prevalente no modelo, a saber, aleatórios ou fixos. A Tabela 14.A, Anexo 3, apresenta o resultado do teste de

Hausman. O coeficiente estimado apresentou rejeição da hipótese nula, a saber, a consistência das estimativas do efeito aleatório, ou seja, o termo de erro não está relacionado a variável explicativa não observada, a 1% de significância. Deste modo, a melhor especificação considera os efeitos não observados como fixos, o que encontra respaldo na literatura.

Em relação aos modelos estimados por MQO, verificou-se um aumento do coeficiente de ajustamento ( $R^2$ ) das estimações que consideram apenas as características dos estudantes (POLS 1) até aquela que considera todas as variáveis consideradas neste estudo (POLS 4). Dos quatro modelos estimados tem-se um aumento contínuo do  $R^2$  ( $0,764 < 0,785 < 0,79 < 0,817$ ), de modo que o modelo que considera as variáveis municipais tem 81,7% da variabilidade da variável dependente é explicada pela variabilidade *intra*-amostra das variáveis explicativas. Analogamente, os resultados dos testes F para cada modelo indicam que as variáveis especificadas são conjuntamente significativas para explicar a variação da variável dependente.

As estimativas por meio de um POLS podem sofrer viés oriundo da presença de heterogeneidade não observável, de modo que foram realizadas as estimações considerando efeitos não observados, aleatórios e fixos, para os diferenciais das variáveis. Em relação às estimações considerando a presença de efeitos aleatórios, verifica-se um comportamento similar em relação às estatísticas de qualidade e ajustamento. O  $R^2$  apresentou contínua melhoria até a estimação do último modelo ( $0,2668 < 0,3383 < 0,3495 > 0,3483$ ), atingindo maior coeficiente para o modelo RE 3.

As estimações para efeitos fixos indicaram um aumento do  $R^2$  de 0,319 para 0,493, do modelo FE 1 para FE 4, sendo a progressão contínua ao longo das estimações ( $0,319 < 0,432 < 0,450 < 0,493$ ), tal que, ao considerar as variáveis municipais, 49,3% da variação da variável dependente é explicada pela variação *intra*-amostra das variáveis explicativas. Esta melhoria ao longo das estimações do modelo, ao serem adicionados novos conjuntos de variáveis, é também verificado pelo comportamento decrescente do Critério AIC ( $16.460,14 > 11.468,35 > 9.989,114 > 3.891,052$ ), apresentando o maior *gap* quando especificadas as variáveis municipais. O Critério AIC apresenta ganhos, em termos de análise de robustez em relação ao  $R^2$  por considerar os ganhos em termos de variabilidade em dados fora da amostra. Novamente, todos os modelos apresentaram estatísticas F significativas em 1%.

Em relação às estimativas dos parâmetros das variáveis especificadas, considerando o modelo mais adequado, de acordo com a análise de robustez e os testes de Hausman e Breusch-Pagan, qual seja o modelo de efeitos fixos considerando todo o conjunto de

variáveis, em níveis dos alunos, professores, escolas e municípios, os resultados das estimações podem ser verificados na Tabela 14.A, no Anexo 3.

As variáveis de interesse, proficiência média municipal (*Proficiência*) e seu termo quadrático (*Prof2*), apresentaram significância estatística em níveis tradicionais para suas estimativas. Ambas tiveram seus coeficientes estatisticamente diferentes de zero no nível de 1% de significância. Em relação à primeira, o coeficiente estimado foi negativo, na ordem de 0,34. O coeficiente do termo quadrático da proficiência assumiu um valor positivo, porém com magnitude tendente a zero. Destes resultados depreende-se dois possíveis cenários: primeiramente, verifica-se um formato quadrático na forma de “U” tradicional. Isto significa que, analogamente ao comportamento verificado na Figura 10.A, no Anexo 3, tem-se um *trade-off* entre eficácia e equidade escolares para os dados. À medida que se verifica níveis médios superiores de proficiência, o desvio-padrão dos resultados diminui até um ponto de mínimo (nota 222,441)<sup>39</sup>. A partir deste ponto tem-se um aumento da dispersão que acompanha os níveis superiores em termos das notas médias dos municípios. O segundo cenário considera o coeficiente do termo quadrático da proficiência igual a zero, em função da magnitude ínfima da estimativa. Deste resultado conclui-se uma relação linear, decrescente monotônica, implicando na inexistência do *trade-off* entre eficácia e equidade educacionais, nos dados. Na medida em que os resultados municipais médios dos estudantes no exame de Matemática da Prova Brasil aumentam, o desvio-padrão se reduz, indicando uma convergência entre qualidade e equidade.

Das variáveis de controle especificadas em nível individual, capturando as características intrínsecas dos estudantes e *background* familiar, apenas as proporções municipais de alunos autodeclarados brancos (*Cor*) e que já abandonaram, ao menos uma vez, algum ano letivo escolar (*Abandono*) ou reprovaram (*Reprovação*), apresentaram estimativas estatisticamente diferentes de zero, as primeiras em 1% de significância, ao passo que a segunda em 5%. Os coeficientes possuem sinal positivo e são portadores de magnitudes importantes. A estimativa de *Cor* apresentou coeficiente de 0,776, ao passo que se verifica um valor um pouco superior para *Abandono*, 1,023. Do resultado pode-se concluir que, à medida em que se verifica uma maior incidência de alunos brancos no município, a dispersão de resultados acadêmicos tende a aumentar, incrementando a desigualdade municipal. Este resultado encontra-se em conformidade com o resultado encontrado, para esta variável, no Modelo 4.B, que considera o desvio-padrão das proficiências, no primeiro ensaio deste trabalho. Verificou-se uma

---

<sup>39</sup>A otimização da função estimada indicou que o ponto de mínimo é 222,441.

estimativa positiva para a proporção de estudantes brancos por escola e o desvio-padrão das proficiências. Ambos os resultados encontrados advém do comumente resultado encontrado na literatura, que verifica que alunos brancos tendem a produzir resultados consideravelmente superiores, o que leva a um aumento no *gap* entre as notas de alunos brancos e não brancos que leva a uma maior desigualdade de desempenho acadêmico. A Figura 13.A, no Anexo3, apresenta a relação entre a proficiência média municipal e a proporção de alunos brancos por município, sem controle para o conjunto de variáveis especificadas nas estimações. Verifica-se uma relação crescente, portadora de inclinação importante, indicando que a maior incidência de alunos brancos produz um nível de proficiência maior, corroborando com as argumentações aqui apresentadas. A interpretação do resultado encontrado para *Abandono*, também equivalente ao verificado no Modelo 4.B, indica que o abandono escolar imputa desigualdade escolar. O aumento da relação de alunos que já abandonaram ou reprovaram algum ano letivo tende a produzir uma maior dispersão de resultados dos estudantes por estes se afigurarem notadamente inferiores, em termos de desempenho, em relação à média dos alunos. A Tabela 14.A, no Anexo3, apresenta a relação entre a proficiência média municipal e *Abandono*, sem controles. Verifica-se uma relação negativa, de inclinação importante, apresentando maior coeficiente angular no segmento da curva que vai do eixo das ordenadas até o ponto em torno de 0,1, que se afigura a proporção média de estudantes que já abandonaram a escola (80%), conforme pôde ser verificado nas estatísticas descritivas. Ademais, a Figura 15.A, no Anexo3, mostra que a relação entre desvio-padrão e *Abandono* é positiva e apresenta comportamento análogo no segmento de curva supracitado.

Dentre as variáveis que consideram as características do corpo docente, em médias municipais, as proporções de professores com rendimento pertencentes ou superiores a categoria média da base de dados (*Salário*), possuidores de graduação completa em Matemática (*Superior*) e com cinco ou mais anos de experiência em sala de aula (*Experiência*), apresentaram significância em 1%. A primeira apresentou sinal positivo, indicando que na medida em que verifica um aumento salarial dos docentes, há uma tendência que incremento na desigualdade de rendimentos dos estudantes. As estimativas de *Experiência* e *Superior*, por sua vez, apresentaram sinais negativos, indicando que a maior incidência de professores com graduação em Matemática e com cinco anos, ou mais, de experiência docente leva a uma redução na dispersão das notas municipais médias dos estudantes. Os resultados do Modelo 4.B para *Experiências* são análogos aos encontrados neste segundo ensaio. Desta forma, a maior qualificação docente, tanto em termos de conteúdo

quanto habilidade adquirida pelo processo de tentativa e erro, produzem professores mais capazes de amenizar a iniquidade produzida pelas características individuais dos estudantes.

Das variáveis referentes às características estritas da unidade escolar, apenas a proporção de escolas com projeto pedagógico por município (*Projeto*) apresentou significância estatísticas para explicar a dispersão das notas entre os estudantes. O coeficiente mostrou-se positivo, indicando que a incidência de escolas pedagogicamente ajustadas à realidade de seus estudantes produz um aumento da desigualdade *intra*-municipal. Os resultados do Modelo 4.A, no primeiro ensaio, indicam que, a 90% de confiança, o desempenho dos estudantes tende a aumentar quando este estuda em uma escola que possui projeto pedagógico. Desta forma, uma conclusão extraída para o aumento da desigualdade oriunda da incidência de escolas com projeto pedagógico próprio é que, uma vez que há evidências de uma relação positiva entre desempenho e projeto pedagógico, a concentração de alunos em escolas portadoras desta modalidade de esforço pedagógico produz resultados superiores àqueles verificados em alunos que não estão submetidos a um projeto, de modo que o *gap* entre os dois conjuntos de estudantes promove uma maior desigualdade no município. Embora a variável, no Modelo 4.B, tenha apresentado estimativa insignificante, o coeficiente estimado, neste ensaio, é significativo somente em 10% de significância.

Dentre as variáveis que capturam as características municipais, apenas a presença de um sistema municipal de ensino próprio não apresentou evidências de impactar a dispersão das notas dos indivíduos. Todas as estimativas das variáveis mostraram-se significativas em 1%, com exceção do coeficiente do PIB *per capita* municipal, significativo em 5%. Os sinais associados aos coeficientes são todos positivos, indicando que todo o conjunto de coeficientes de variáveis municipais especificadas, significantes, possui uma relação positiva com a desigualdade de desempenho dos estudantes. Todavia, os coeficientes estimados para os gastos municipais com Ensino Fundamental (*Gastos*), taxa de homicídios a cada 100 mil habitantes (*Homicídios*) e PIB *per capita* municipal (*PIB*), apresentaram magnitude muito baixa, próxima de zero, indicando um impacto apenas marginal ou nulo sobre o desvio-padrão dos resultados dos estudantes.

A estimativa do Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (*IFDM*) apresentou, coeficiente acima da segunda unidade, afigurando-se o maior dentre todos os coeficientes estimados, fenômeno similar ao ocorrido nos Modelos 4.A e 4.B. Entretanto, o Modelo 4.B apresentou coeficiente negativo para a variável, indicando um resultado oposto em relação ao verificado neste ensaio. As Figuras 16.A e 17.A, no Anexo 3, apresentam, respectivamente, as relações entre a proficiência e o desvio-padrão com *IFDM*, sem os controles. É notável a

inclinação positiva da curva que descreve a primeira relação, bem como descendência da relação verificada no segundo caso, ambas apresentando importante coeficiente angular. Depreende-se, então que, sem os devidos controles, a variável apresenta relacionamento negativo com a dispersão das notas dos estudantes. Afim de melhorar o entendimento da estimativa positiva de *IFDM*, foi realizada a estimação, considerando efeitos fixos, do desvio-padrão contra o conjunto de variáveis municipais apenas, sem as variáveis de controle municipais (mantendo apenas *IFDM*), o mesmo procedimento anterior sem o controle para o nível de proficiência dos estudantes e seu termo quadrático, bem como o modelo completo apenas excetuadas as duas variáveis citadas. Os resultados são apresentados, respectivamente, na Tabela 15.A, no Anexo3. A estimativa de *IFDM* quando especificadas apenas as variáveis de nível municipal não apresenta significância estatística a níveis tradicionais. A estimativa, quando controladas as variáveis individuais, docentes e escolares, apresenta valor positivo, porém de magnitude bem inferior e significativo apenas em 10%. Quando especificada a proficiência e seu termo quadrático, o coeficiente estimado de *IFDM* passa a ser significativo em 1% e de magnitude próxima à quarta unidade, além de positiva. Por fim, o modelo completo estimado, quando excetuadas proficiência e seu quadrado, apresenta estimativa insignificante para *IFDM*. Pode-se concluir, a partir de todos os experimentos, que o relacionamento entre *IFDM* e a proficiência afeta o comportamento da estimativa, de modo a inflar seu coeficiente. Ademais, quando controladas as diversas características municipais, o efeito exercido pelo desenvolvimento humano municipal passa a se associar positivamente com a dispersão. Isto significa que os aspectos multidimensionais capturados pelo indicador tendem a aumentar a desigualdade educacional, apesar do que seria intuitivamente concluído, em grande parte em função da oferta de bens e serviços públicos e privados (que são capturadas pelo indicador) se distribuir de forma não equânime entre os indivíduos. Lloyd e Hertzman (2010) afirmam que bens públicos (e.g. saúde pública, bibliotecas, espaços culturais) e privados (e.g. saúde privada, livrarias) são fundamentais para a formação de habilidades das crianças. Entretanto, se nem todas as crianças são capazes de se apropriar destes benefícios, uma desigualdade na produção destas habilidades será um resultado desta oferta de benefícios. Esta lógica explicaria a relação positiva encontrada entre o desvio-padrão das proficiências e o desenvolvimento humano municipal.

Das variáveis concernentes à política educacional, a presença de conselho municipal de educação, plano municipal próprio e secretaria exclusiva, afeta positivamente o desvio-padrão das proficiências. Embora a dispersão das notas seja pouco responsiva às estimações, dadas as baixas magnitudes dos coeficientes, pode-se entender que a desigualdade educacional é

fomentada pelo processo de municipalização da política de ensino. Conforme pode ser verificado nas estatísticas descritivas, o aumento importante registrado nas variáveis em apenas dois anos indica um incremento na descentralização da política educacional fomentado pela implementação do PDE. Entretanto, conforme já elencado anteriormente, a municipalização não foi, necessariamente, acompanhada de um desenvolvimento das capacidades administrativas locais. Muitos municípios pressionados a assumir maiores responsabilidades, não possuem ainda, meios para produzir resultados satisfatórios (DOURADO, 2007). O resultado pode se cristalizar na privação dos indicadores educacionais, neste caso, a equidade. Outra interpretação para o resultado encontrado seria similar ao que se verifica para o comportamento verificado para *IFDM*. Uma vez municípios portadores de plano de ensino, conselho municipal e secretaria exclusiva poderiam ofertar um conjunto de benefícios maior para seus alunos, a apropriação destes benefícios não é equânime. Alguns alunos, mais favorecidos em termos de características individuais, tenderiam a se apropriar mais eficientemente dos ativos municipais, aumentando a iniquidade interna de resultados. Neste sentido, os resultados indicariam que as características municipais produzem um efeito catalizador das desigualdades similar ao apresentado por Andrade e Soares (2007) para o efeito-escola.

#### 7.5. Considerações finais

Este segundo ensaio teve por objetivo testar a hipótese nele levantada de um relacionamento entre desigualdade e qualidade educacionais na forma de um “U” invertido, nos moldes da chamada Curva de Kuznets Educacional. Esta hipótese consideraria a existência de um *trade-off* entre qualidade e equidade educacionais apenas parcial, de modo que altos níveis de qualidade levariam a baixos níveis de desigualdade entre os indivíduos. A estratégia empírica adotada foi um painel de efeitos fixos, regredindo o desvio-padrão médio municipal dos resultados dos estudantes no exame de Matemática da Prova Brasil, regredindo contra um conjunto de variáveis de controle e o nível de proficiência associado, bem como seu termo quadrático.

Os resultados encontrados refutam a hipótese de um formato similar a Curva de Kuznets para o relacionamento entre qualidade e desigualdade educacionais. As estimativas do modelo permitiram duas interpretações possíveis para a função relacional que considera as duas variáveis: *i*) um formato de “U” tradicional; *ii*) uma curva monotonicamente decrescente, caso se considere nulo o coeficiente da termo quadrático da proficiência. Caso se aceite *i*, tem-se um *trade-off* parcial entre eficácia e equidade, de sorte que níveis baixos de desempenho



acadêmico tendem a produzir níveis altos de desigualdade, ao passo que níveis altos de qualidade produzem níveis igualmente altos de iniquidade. Esta inclinação, porém, seria muito baixa, dada a baixa magnitude da estimativa do termo quadrático, indicando uma relativa estabilidade entre eficácia e equidade. Este cenário aponta uma variação baixa, ainda que existente, entre os fenômenos, tal que exista um *trade-off*, embora muito pouco relevante para que seja considerado em termos de atuação direta da autoridades.

Se a opção *ii* for aceita, tem-se um comportamento negativo entre a qualidade e desigualdade educacionais, de modo que alta qualidade tenda a produzir baixos níveis de desigualdade entre os indivíduos. Este resultado implica na refutação da hipótese da existência de um *trade-off* entre qualidade e desigualdade, de modo que melhorar continuamente a qualidade educacional que levaria a uma consequente redução da desigualdade, considerando apenas alunos da 5ª série do Ensino Fundamental.

Uma importante contribuição futura a este estudo é o controle para a eventual existência de efeitos espaciais nos dados. Para além de evitar possível viés nas estimativas (ANSELIN, 1988), este procedimento permitirá inferir um a interação espacial entre os municípios, identificando a presença de fenômenos educacionais interdependentes entre as regiões.

### 7.6. Referências

- ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, F.; FRANCO, C. Qualidade e Equidade na Educação Fundamental Brasileiro. **PPE**, v. 33 No.3. 2002.
- BAGOLIN, Izete Pengo; JÚNIOR, Sabino da Silva Porto. A desigualdade da distribuição da educação e crescimento no Brasil: índice de Gini e anos de escolaridade. **Estudos do CEPE**, Santa Cruz do Sul-RS, v. 18, p. 7-31, 2003.
- BARRO, Robert J.; LEE, Jong-Wha. International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. **American economic Review**, 86, 218–23, 1997.
- BARRO, R.; LEE, J.W. International data on educational attainment: updates and implications. **Oxford Economic Papers**. n.3, 2001.
- BECKER, G. **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education**, 3rd Ed. (U. Chicago Press); 1st Ed publ. in 1964, 1993.
- BECKER, G.; TOMES, N. **Child endowments and the quantity and quality of children**. 1976.
- BETTS, J.; ROEMER, J. **Equalizing opportunity for racial and socioeconomic groups in the United States through educational finance reform**. 2005.
- BRASIL. Ministério da Educação. Inep. **O Plano de desenvolvimento da educação**. 2007.
- BRASIL. Ministério da Educação. Inep. **Plano nacional de educação**. 2006
- BREUSCH, T.; PAGAN, A. The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 239-253, 1980.
- CASTELLÓ, A.; DOMÉNECH, Rafael. Human capital inequality and economic growth: some new evidence. **The Economic Journal**, v. 112, n. 478, p. C187-C200, 2002.
- CASTRO, Maria Helena Guimarães. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. **Desigualdade e pobreza no Brasil, Rio de Janeiro, IPEA**, p. 425-458, 2000.
- CHECCHI, D. **Does Educational achievement help to explain in come inequality?** IN: ORNIA, A. (eds). *Inequality, Growth and Poverty in a Era of Liberalization and Globalization*. Oxford University Press, 2004.
- COLEMAN, J. S.; CAMPBELL, E. Q.; HOBSON, C. J.; MCPARTLAND, J.; MOOD, A. M.; WEINFELD, F. D. **Equality of educational opportunity**. Washington, D.C.: **National Center for Educational Statistics**, 1966.
- COLLINS, J. **Reconstructing Access in the cambodian education system**. IN: HOLSINGER. D.; JACOB, W. (eds). *Inequality in Education: Comparative and International Perspectives*. 2009.
- CURI, E.; CAPES, Financiamento. Prova Brasil de matemática: revelações, possibilidades de avanços nos saberes de alunos de 4ª série/5º ano e indicativos para formação de professores. **Programa Observatório da Educação. Edital**, n. 038, 2010.

- DE GREGORIO, J.; LEE, J. Education and income distribution: New evidence from cross-country data. **Review of Income and Wealth**. 48, 395-416, 2002.
- DOURADO, Luiz Fernandes. Políticas e gestão da educação básica no Brasil: limites e perspectivas. **Educação & Sociedade**, v. 28, n. 100, p. 921-946, 2007.
- FELICIO, F.; FERNANDES, R. Efeito da Qualidade da Escola Sobre o Desempenho Escolar: Uma Avaliação do Ensino Fundamental no Estado de São Paulo. **Encontro Nacional de Economia**. Anpec, 2005.
- FERREIRA, Francisco; GIGNOUX, Jérémie. **The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity**. 2011
- HAUSSMAN, J. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251-71, 1978.
- HOJO, M. Inequality in Japanese Education Estimation Using the Gini Education Coefficient. **The Japanese Economy**, 36(3): 3-27, 2009.
- HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. New York, 2. ed. Cambridge University Press, 2002, 384p.
- JÚNIOR, Sabino da Silva Porto. **A distribuição espacial da educação no Brasil: índice de Gini e anos de escolaridade**. 2008.
- KUZNETS, Simon. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**. 45, no. 1: 1-28, 1955.
- LAM, D.; LEVINSON, D. Declining inequality in schooling at old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**. 57(2), 1998.
- LIN, Chun-Hung A. Education Expansion, Educational Inequality, and Income Inequality: Evidence from Taiwan, 1976-2003. **Social indicators research**, v. 80, n. 3, p. 601-615, 2007.
- LIN, A.; TANG, K. Human Capital inequality and the Kuznets curve. **The Developing Economies**, XLVI-1: 26-51, 2008.
- LODOÑO, J. Kuznetsian Tales with attention to human capital. IN: Lundenberg, M., Squire, L. **Growth and Inequality: extracting the lessons for policy makers**. The World Bank. 1990.
- LOPEZ, R.; THOMAS, V.; WANG, Y. **Addressing the education puzzle: the distribution of education and economic reform**. The World Bank, 1998.
- LOREL, Benoit. Assessing Brazilian educational inequalities. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 1, p. 31-56, 2008.
- LLOYD, J.; HERTZMAN, C. How neighbourhoods matter for rural and urban children's language and cognitive development at Kindergarten and Grade 4. **Journal of Community Psychology**, 2010.
- LUZ, P. Análise de políticas públicas: conceitos básicos. **Publications Oboulo.com**, 2006.
- MAAS, J.; CRIEL, C. Distribution of Primary School Enrolments in East Africa. **World Bank Staffing Paper**, v. 511, 1982.

- MINCER, J. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: **National Bureau of Economic Research**, 1974.
- MORRISSON, C; MURTI, F. **The Kuznets curve of education: a global perspective on education inequalities**. Centre for the Economics of Education, LSE, 2010.
- ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT, **Equity in Education Thematic Review: Country Analytical Report**, Paris: 2005.
- RAM, R. Educational expansion and schooling inequality: International evidence and some implications. **The Review of Economics and Statistics**, p. 266-274, 1990.
- RIVKIN, S.; HANUSHEK, E.; KAIN, J. Teachers, Schools, and Academic Achievement. **Econometrica**. vol. 73, No.2, p417-58, 2005.
- ROEMER, J. E. **Equality of Opportunity**. Harvard University Press, Cambridge, 1998.
- ROSTHAL, Richard A. **Measures of Disparity**. A Note. 1978.
- SAHLBERG, P. Paradoxes of educational improvement: The Finnish experience. **Scottish Educational Review**, 43 (1), 3-23, 2011.
- SAHLBERG, P. **Finnish Lessons: What Can the World Learn From Educational Change in Finland?**. Teachers College Press, 2011.
- SAHLBERG, P. Quality and equity in Finnish schools. **School Administrator**, p. 27-30, 2012.
- SCORZAFAVE, L. G.; FERREIRA, R. A. Desigualdade de Proficiência no Ensino Fundamental Público Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. **Revista Economia**, 2011.
- SHERET, M. Equality trends and comparisons for the education system of Papua New Guinea. **Studies in Educational Evaluation**. 14(1), 1988.
- SOARES, J. F. Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 130, p. 135-160, 2007.
- SOARES, J. F.; ANDRADE, RJ de. Nível socioeconômico, qualidade e equidade das escolas de Belo Horizonte. **Ensaio: avaliação e políticas públicas em educação**, 14(50), p. 107-126, 2006.
- THOMAS, V.; WANG, Y.; FAN, X. A new dataset on inequality in education: Gini and Theil indices of schooling for 140 countries, 1960-2000. **World Bank. Washington, DC. Processed**, 2002.
- THOMAS, V.; WANG, Y.; FAN, X. **Measuring education inequality: Gini coefficients of education**. World Bank Publications, 2000.
- TODD, P.; WOLPIN, K. I. On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement. **Economic Journal**, v. 113, p. 3-33, 2003.
- WAIL, B.; HANCHANE, S.; KAMAL, A. A New Data Set of Educational Inequality in the World, 1950-2010: Gini Index of Education by Age Group. **Available at SSRN 1895496**, 2011.
- WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of cross section and panel data**. The MIT Press, 2002.

## 8. CONCLUSÃO DOS ENSAIOS

O objetivo desta dissertação foi analisar o relacionamento entre eficácia e equidade educacionais na perspectiva da existência de um *trade-off* entre as duas modalidades, tal que seriam concorrentes, sendo impossível a convivência entre a melhoria do desempenho escolar dos estudantes e redução da dispersão da produção de habilidades entre os mesmos.

Coube as seções introdutórias a apresentação da idéia geral por trás da relação entre eficácia e equidade, da base de dados utilizada e da especificação das *proxies* para qualidade e desigualdade educacionais, a saber, nível de proficiência em exames padronizados, conforme proposição de Coleman (1966), e desvio-padrão das proficiências, de acordo com a sugestão de Ferreira e Gignoux (2011), respectivamente, com base nos resultados do exame de Matemática aplicado a alunos da 5ª série do Ensino Fundamental na Prova Brasil de 2007 e 2009. Foram produzidos dois ensaios, com abordagens distintas sobre o relacionamento supracitado, considerando procedimentos empíricos também distintos.

O primeiro ensaio consistiu em dois modelos hierárquicos em dois níveis, escolar e municipal, em que as variáveis do primeiro nível foram definidas como médias escolares, controlando para dependência espacial por meio do procedimento de Morenoff (2003). O primeiro modelo teve por variável dependente o nível de proficiência escolar médio dos alunos para as primeiras diferenças dos resultados da Prova Brasil de 2007 e 2009, ao passo que o segundo modelo assumiu o desvio-padrão das respectivas proficiências, para as primeiras diferenças do mesmo período temporal. O objetivo principal do estudo foi estabelecer um quadro comparativo entre as estimativas das variáveis explicativas para as duas variáveis explicadas descritas. Os objetivos secundários consistiram em verificar se a inclusão de características dos municípios são relevantes para explicar o comportamento das variáveis dependentes, fenômeno ainda muito negligenciado na literatura, e conseqüentemente, verificar a presença de efeitos de transbordamento entre os municípios.

Os resultados indicaram que, para ambos os modelos, a especificação do nível municipal foi relevante por apresentar ganhos de eficiência, aumentando a variância explicada. Em relação ao comportamento das variáveis contextuais, verificou-se uma preponderância das características individuais e *background* familiar sobre o nível e a dispersão das proficiências médias escolares. As *proxies* para renda familiar e história escolar pregressa dos indivíduos apresentaram coeficientes de magnitude mais importante. O conjunto de características escolares, considerando fatores relacionados à qualidade do corpo docente e da unidade escola *per se*, apresentou pouca significância para suas estimativas. As características dos

municípios, considerando fatores socioeconômicos e da política municipal de educação, também apresentaram pouca relevância para explicar a variabilidades das variáveis dependentes.

Em relação ao modelo que considera o nível de proficiência por variável explicada, as proporções de estudantes cujas famílias possuem ao menos um aparelho televisor e a porcentagem de crianças que fazem frequentemente os deveres de casa de matemática, por escola, afetam de forma importante e positivamente o desempenho acadêmico. Por sua vez, as proporções de estudantes que já abandonaram ou reprovaram algum ano letivo impactam negativamente as proficiências, além de apresentarem os maiores coeficientes dentre todas as variáveis contextuais do primeiro nível, de modo que o resultado converge com a proposição de Cunha *et al* (2006) de que o processo de formação de habilidades é dinâmico e contínuo, ao longo do ciclo de vida dos indivíduos. As proporções de professores com ao menos cinco anos de docência, que sempre corrigem os deveres de casa e que conseguiram lecionar, pelo menos, 80% do conteúdo inicialmente previsto para o ano letivo, também impactam a qualidade educacional, indicando uma importante ação exercida pela qualidade docente sobre o desenvolvimento educacional infantil. As variáveis municipais apresentaram uma relevância menor na explicação do fenômeno. Apenas o desenvolvimento humano, medido pelo IFDM, apresentou coeficiente de magnitude realmente considerável, afetando positiva e fortemente a eficácia individual média das escolas. As defasagens espaciais das variáveis regionais, embora significativas para quatro delas, permitiram inferir conclusões sobre transbordamentos espaciais para o desenvolvimento humano municipal e presença de plano e sistemas próprios de ensino nos municípios. A primeira afeta positivamente os resultados educacionais dos vizinhos, resultados oposto do verificado para as duas últimas variáveis.

O modelo que assume por variável dependente os desvios-padrão das proficiências produziu resultados análogos. Do conjunto de variáveis de controle das características individuais, apenas as proporções de alunos autodeclarados brancos e meninos apresentaram alta significância no modelo, não sendo verificada evidências de relevância para explicar o nível de proficiência. Todas as estimativas significativas em, ao menos, 5% em ambos os modelos apresentaram sinais opostos, positivo para a proficiência, e negativo para o desvio-padrão. Ou seja, os elementos que produzem um aumento na qualidade educacional dos estudantes produzem, simultaneamente, uma redução na desigualdade *intra*-escolar. As variáveis referentes ao corpo docente apresentaram, em níveis de confiança elevados, coeficientes diferentes de zero para as mesmas estimativas das variáveis verificadas na equação anterior. A respeito dos sinais dos coeficientes, se o primeiro modelo apresentou

positividade em todas as variáveis significativas, o segundo modelo estimou sinais negativos para as mesmas variáveis. As estimativas das variáveis municipais foram as que apresentaram maior diferença entre os modelos. Apenas a variável *IFDM* apresentou coeficientes significantes em ambos os modelos, considerando, inclusive, as defasagens espaciais. O sinal para a segunda equação, entretanto foi negativo. Ademais, as magnitudes das estimativas foram proporcionais, em geral, em ambos os modelos. Depreende-se, assim, que há indícios de que não há um *trade-off* entre equidade e qualidade educacional.

O segundo ensaio compreendeu a estimação um painel de municípios de efeitos fixos em prol de capturar a existência de um *trade-off* parcial entre qualidade e equidade educacionais, por meio da adaptação da hipótese da Curva de Kuznets Educacional, tendo por medida de qualidade o nível de proficiência e o desvio-padrão associado, como mediada de equidade. Foi realizada a regressão do desvio-padrão contra o mesmo conjunto de variáveis de controle do primeiro ensaio (agora definidas enquanto proporções municipais) e o nível de proficiência e seu termo quadrático.

Os resultados indicaram, primeiramente, que o conjunto de variáveis especificado apresentou pouca convergência, em termos de significância, ao que se verificou no ensaio anterior. Das variáveis individuais, apenas as proporções de alunos brancos (*Cor*), reprovados (*Reprovado*) e que já abandonaram a escola (*Abandono*), apresentaram estimativas significantes, todas com sinal positivo, ou seja, afetam positivamente a desigualdade educacional municipal. Os resultados foram análogos ao verificado no primeiro ensaio, especialmente no que tange *Reprovado* e *Abandono*, *proxies* para a história do ciclo de vida escolar dos indivíduos, o que permite concluir que as habilidades desenvolvidas, ou não desenvolvidas, em estágios anteriores da vida escolar são os principais determinantes individuais do aprendizado dos estudantes. Este resultado coaduna com a proposição de Cunha *et al* (2006).

Em relação às variáveis referentes às características docentes, os resultados das estimações não coadunaram com o que foi verificado no primeiro ensaio. Apenas o coeficiente estimado para a proporção de professores com ao menos cinco anos de experiência docente apresentaram comportamento similar nos dois ensaios. As variáveis escolares *per se*, foram, entretanto, convergentes nos dois trabalhos, em termos de seus coeficientes. Apesar da presença de projeto pedagógico na escola ter apresentado significância no painel estimado, o coeficiente foi significativo apenas em 10%, indicando pouca ou nenhuma relevância deste conjunto de variáveis para explicar a volatilidade da desigualdade educacional.

O principal ponto de divergência dos dois ensaios se deu, todavia, nos resultados das estimações das variáveis municipais. O painel de efeitos fixos apresentou significância para todas as estimativas, exceção feita à presença de um sistema próprio de ensino, significativa no primeiro ensaio. Todos os sinais estimados foram positivos, indicando um efeito positivo da estruturação da política municipal de ensino e características socioeconômicas dos municípios sobre a iniquidade educacional. No entanto, apenas as magnitudes das estimativas das variáveis referentes à política de educação apresentaram valores importantes (exceção feita a *IFDM*), indicando que, conforme explicitado, as dificuldades administrativas e de gestão de tecnologias, tendem a produzir efeitos amplificadores da desigualdade educacional oriunda do processo de descentralização da política educacional. Em relação ao coeficiente, significativo, importante e positivo de *IFDM*, uma possível explicação para o resultado encontrado reside na apropriação desigual dos benefícios ofertados pelo alto desenvolvimento humano de um município por parte dos indivíduos, o que pode levar a um aumento no *gap* de desempenho dos estudantes.

Em relação ao objetivo central do ensaio, a saber, verificar se há uma relação quadrática, sob a forma de “*U*” invertido entre eficácia e equidade educacionais, dois resultados podem ser extraídos. Se for considerado que a baixa magnitude (tendente a zero) da estimativa do termo quadrático da proficiência for equivalente a zero, verifica-se uma curva relacional decrescente entre desigualdade e qualidade, de sorte que não se verifica um *trade-off* entre as duas modalidades. Porém, aceita a diferença da estimativa citada, tem-se um formato de “*U*” tradicional para a função em questão. Isto implica em um *trade-off* parcial, onde níveis baixos e altos de qualidade produzem maior desigualdade, existindo um ponto ótimo de mínimo que minimiza a desigualdade entre os desempenhos acadêmicos. Contudo, o coeficiente angular estimado foi de tal sorte baixo, depreendendo-se uma relação relativamente constante, não sendo verificado um *trade-off* com consequências práticas.

A conclusão extraída da análise geral do objetivo principal dos dois experimentos, verificar a presença de um *trade-off* entre eficácia e equidade educacionais, indica desta forma que, embora as características das metodologias aplicadas produzam resultados relativamente diferentes, o ponto de vista prático, não há evidências da presença de concorrência entre a qualidade e a desigualdade, de modo que políticas voltadas para melhoria da qualidade educacional devem ser produzidas sem a preocupação que seja gerada uma maior desigualdade educacional.

Em relação aos procedimentos metodológicos dois pontos devem ser atentados: em relação ao primeiro ensaio, o procedimento de Morenoff (2003) não foi capaz de controlar a



dependência espacial nos dados, muito provavelmente devido à autocorrelação espacial estar acomodada nos componentes não observados do segundo nível. O segundo ensaio, por sua vez, apresenta duas limitações importantes: a maior agregação das variáveis (municípios) pode levar a problemas nos resultados proveniente da não captura da heterogeneidade, observada ou não, entre as escolas dentro de um município, afetando os resultados estimados. Ademais, o controle para a dependência espacial permitiria um entendimento mais pormenorizado dos comportamentos das variáveis municipais.

Duas importantes contribuições futuras a este trabalho seriam a definição das variáveis em termos mais desagregados, essencialmente, individuais, possibilitada pela disponibilidade de bases de dados longitudinais em nível individual, e o controle para dependência espacial, não observada, no caso primeiro ensaio.

## APÊNDICE 1: Forma funcional da tecnologia CES

Todd e Wolpin (2003) apresentam abordagens alternativas à forma funcional da tecnologia substitutos perfeitos, apresentada neste trabalho. Para uma forma funcional como apresentada na Equação 3, tem-se uma tecnologia do tipo Leontief, ou complementares perfeitos, de modo que um resultado otimizador implica na complementaridade dos investimentos nos insumos nos dois períodos, ou seja, os investimentos devem ser iguais de modo a se maximizar a utilidade dos agentes.

$$Y_{t+1} = f(\text{Min}(Y_t, Y_{t+1}))$$

Todd e Wolpin (2003) apresentam, ainda, uma alternativa mais realista para a especificação da forma funcional da FPE (KRUEGER, 2000). Esta abordagem chamada *cumulativa* (TODD e WOLPIN, 2003) constitui uma forma generalista que captura elementos tanto da tecnologia Leontief quanto substitutos perfeitos. E equação 4 apresenta a forma funcional do modelo.

$$Y_{t+1} = f(\alpha X_{t+1}, \gamma X_t)$$

Em que  $\alpha$  é o multiplicador das habilidades formadas em razão do investimento contemporâneo nos *inputs*, e  $\gamma$  é o vetor que multiplica as habilidades formadas no período anterior. Uma restrição simplificadora comumente encontrada na literatura considera  $\gamma = 1$ , a título de simplificação do modelo.

Desta abordagem pode-se encontrar o modelo apresentado por Cunha e Heckman (2007), que considera uma tecnologia do tipo *elasticidade de substituição constante* (doravante, CES). A forma funcional proposta é apresentada na Equação 5.

$$Y_{t+1} = f(\alpha X_t^\theta + (1 - \alpha) X_{t+1}^\theta)^{1/\theta}$$

Em que  $\alpha \in [0,1]$  e  $\theta \leq 1$ , sendo este último parâmetro o termo que define a substitutabilidade entre os investimentos nos insumos nos dois períodos. Assim, o

componente definidor da elasticidade,  $\frac{1}{\theta}$ , indica que  $\lim_{\theta \rightarrow \infty} \frac{1}{1-\theta} = 0$  implica que a tecnologia CES converge para Leontief, ao passo que  $\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{1}{1-\theta} = 1$  leva a uma tecnologia com substitutos perfeitos<sup>40</sup>.

---

<sup>40</sup> Esta abordagem, proposta por Cunha e Heckman (2007) é conhecida por *Modelo de Formação de Habilidades*, que prevê que o desenvolvimento cognitivo dos indivíduos é determinado não apenas pelos fenômenos ocorridos contemporaneamente ao período de análise. Esta abordagem considera um processo cumulativo, que se soma às suas capacidades inatas, considerando, além dos talentos desenvolvidos dentro do sistema escolar, a herança familiar.

**ANEXO1: Anexos da parte introdutória aos ensaios**

**Tabela 1.A: Ranking de Países por índice de Gini**

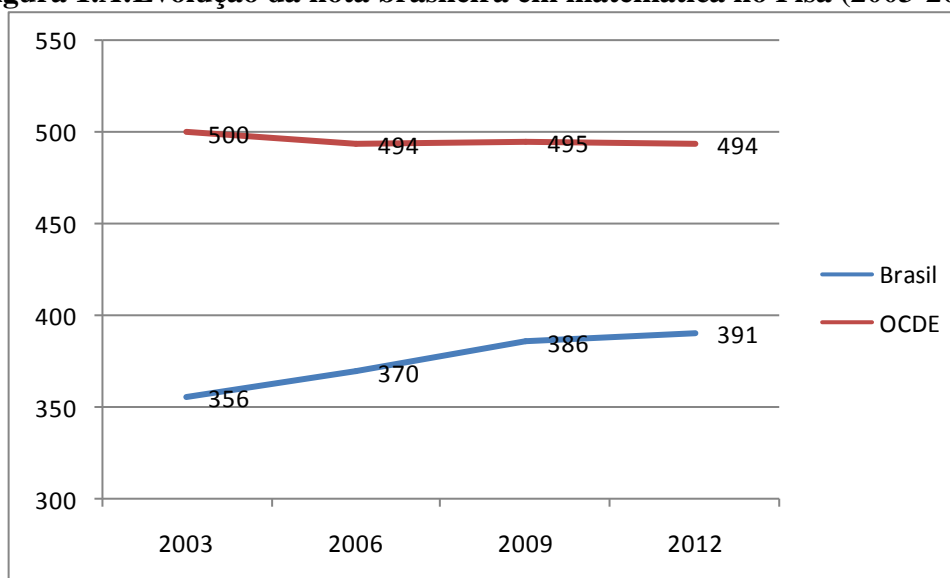
Posição	País	Gini	Ano de cálculo
1	Lesotho	63.2	1995
2	África do Sul	63.1	2005
3	Botswana	63.0	1993
4	Serra Leoa	62.9	1989
5	República Centro-Africana	61.3	1993
6	Namibia	59.7	2010
7	Haiti	59.2	2001
8	Colombia	58.5	2011
9	Honduras	57.7	2007
10	Guatemala	55.1	2007
11	Hong Kong	53.7	2011
12	Tailândia	53.6	2009
13	Paraguai	53.2	2009
14	Bolivia	53.0	2010
15	Chile	52.1	2009
16	Panama	51.9	2010
17	Brasil	51.9	2012
18	Papua e Nova Guiné	50.9	1996
19	Zambia	50.8	2004
20	Suazilândia	50.4	2001

Fonte: CIA com base nos dados do Banco Mundial.

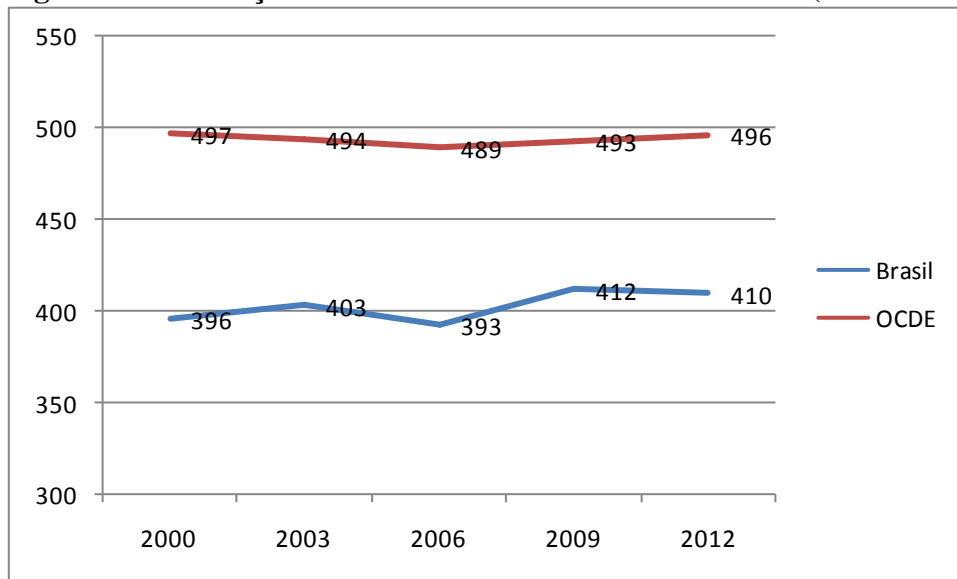
**Tabela 2.A: Ranking de desempenho dos países no Pisa 2012**

Matemática			Leitura			Ciências		
Posição	País	Nota	Posição	País	Nota	Posição	País	Nota
1	China	613	1	China	570	1	China	580
2	Cingapura	573	2	Hong Kong	545	2	Hong Kong	555
3	Hong Kong	561	3	Cingapura	542	3	Cingapura	551
4	Taiwan	560	4	Japão	538	4	Japão	547
5	Coréia do Sul	554	5	Coréia do Sul	536	5	Finlândia	545
6	Macau	538	6	Finlândia	524	6	Estônia	541
7	Japão	536	7	Irlanda	523	7	Coréia do Sul	538
8	Liechtenstein	535	8	Taiwan	523	8	Vietnã	528
9	Suíça	531	9	Canadá	523	9	Polônia	526
10	Holanda	523	10	Polônia	518	10	Canadá	525
	Média OCDE	494		Média OCDE	496		Média OCDE	501
56	Costa Rica	407	53	Montenegro	422	57	Jordânia	409
57	Albânia	394	54	Uruguai	411	58	Argentina	406
<b>58</b>	<b>Brasil</b>	<b>391</b>	<b>55</b>	<b>Brasil</b>	<b>410</b>	<b>59</b>	<b>Brasil</b>	<b>405</b>
59	Argentina	388	56	Tunísia	404	60	Colômbia	399
60	Tunísia	388	57	Colômbia	403	61	Tunísia	398

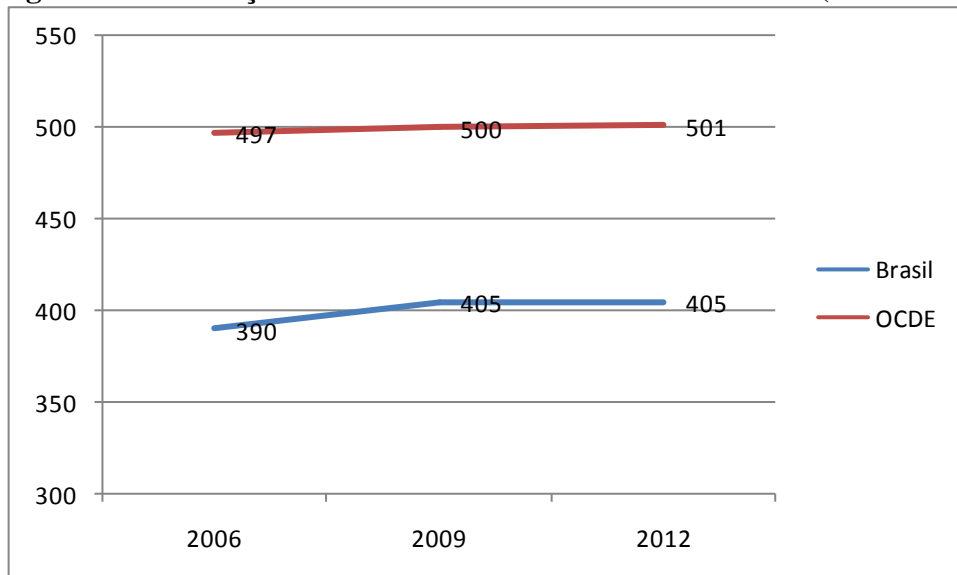
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados de OCDE (2013).

**Figura 1.A: Evolução da nota brasileira em matemática no Pisa (2003-2012)**

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados de OCDE (2013).

**Figura 2.A: Evolução da nota brasileira em leitura no Pisa (2000-2012)**

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados de OCDE (2013).

**Figura 3.A: Evolução da nota brasileira em ciências no Pisa (2006-2012)**

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados de OCDE (2013).

**Tabela 3.A: Descrição das variáveis utilizadas**

Variável	Descrição	Fonte	Sinal esperado (desv-pad)	Sinal esperado (proficiência)
<b>Características do aluno</b>				
Sexo	Porcentagem de alunos do sexo masculino	Prova Brasil	Indefinido	+
Cor	Porcentagem dos alunos autodeclarados brancos	Prova Brasil	Indefinido	+
TV	Porcentagem de alunos cujas famílias possuem ao menos um aparelho televisor em cores	Prova Brasil	-	+
Carro	Porcentagem de alunos cujas famílias possuem ao menos um automóvel	Prova Brasil	-	+
Esc_mae	Porcentagem de alunos cujas mães possuem nível superior completo	Prova Brasil	-	+
Esc_pai	Porcentagem de alunos cujos pais possuem nível superior completo	Prova Brasil	-	+
Reprovado	Porcentagem de alunos que foram ao menos uma vez reprovados	Prova Brasil	+	-
Abandono	Porcentagem de alunos que ao menos uma vez abandonaram um ano letivo	Prova Brasil	+	-
Dever	Porcentagem de professores que sempre passam dever de casa	Prova Brasil	-	+
<b>Características do professor</b>				
Corrige	Porcentagem dos professores que sempre corrigem o dever de casa em sala, quando passam	Prova Brasil	-	+
Salário	Porcentagem de professores que ganham ao menos a categoria média dos questionários	Prova Brasil	-	+
Conteúdo	Porcentagem dos professores que completaram ao menos 80% do conteúdo	Prova Brasil	-	+
Superior	Porcentagem dos professores com formação superior em matemática	Prova Brasil	-	+
Experiência	Porcentagem dos professores com ao menos cinco anos de experiência	Prova Brasil	-	+
<b>Características da escola</b>				
Projeto	Escolas com projeto pedagógico	Prova Brasil	-	+
Reforço	Escolas com programa de reforço	Prova Brasil	-	+
Biblioteca	Escolas que possuem biblioteca	Prova Brasil	-	+
<b>Variáveis municipais</b>				
Homicídios	Taxa de homicídios a cada cem mil habitantes (por município)	M. Saúde	+	-
IFDM	Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (por município)	FIRJAM	-	+
PIB	Produto Interno Bruto municipal <i>per capita</i> (por município)	IBGE	-	+
Secretaria	Se o município possui secretaria municipal de educação	IBGE	-	+
Sistema	Se o município possui sistema de ensino próprio	IBGE	-	+
Plano	Se o município possui Plano Municipal de Educação	IBGE	-	+
Conselho	Se o município possui Conselho Municipal de Educação	IBGE	-	+
Gastos	Total de gastos municipais em educação básica <i>per capita</i>	FINBRA	-	+

Fonte: Elaborado pelo autor.

## ANEXO2: Anexos do primeiro ensaio

Tabela 4.A: Estatísticas descritivas das variáveis de interesse escolares

Variável	Freq. (2007)	Freq. (2009)	Média (2007)	Média (2009)	Desv-Pad (2007)	Desv-pad (2009)	Coef.Var. (2007)	Coef.Var. (2009)
<b>Variável dependente</b>								
Prof	24849	24367	187.32	199.86	20.71	24.53	0.11	0.12
Desvio	24849	24367	24.90	25.31	1.52	1.79	0.06	0.07
<b>Características do aluno</b>								
Sexo	24812	24333	0.50	0.51	0.10	0.08	0.21	0.16
Cor	24827	24331	0.33	0.34	0.17	0.17	0.51	0.49
TV	24838	24327	0.95	0.95	0.06	0.05	0.06	0.05
Carro	24837	24336	0.35	0.37	0.20	0.21	0.58	0.57
Esc_mae	24824	24355	0.09	0.09	0.07	0.06	0.82	0.71
Esc_pai	21553	24356	0.09	0.08	0.08	0.06	0.89	0.71
Reunião	24836	24355	0.60	0.59	0.13	0.13	0.22	0.22
Reprovado	24830	24354	0.35	0.34	0.17	0.16	0.48	0.46
Abandono	24327	24355	0.09	0.08	0.09	0.07	1.01	0.80
Dever	24576	24354	0.78	0.77	0.13	0.11	0.17	0.14
<b>Características do professor</b>								
Corrige	24806	24355	0.82	0.82	0.13	0.12	0.16	0.14
Salário	23190	18899	0.56	0.87	0.45	0.32	0.81	0.37
Conteúdo	22060	22158	0.30	0.34	0.39	0.45	1.29	2.84
Superior	23531	22235	0.11	0.09	0.32	0.26	2.8	0.41
Experiência	23523	22177	0.84	0.84	0.30	0.35	0.36	1.33
<b>Características da escola</b>								
Projeto	25470	19954	0.94	0.94	0.25	0.23	0.26	0.25
Reforço	25286	20190	0.78	0.82	0.41	0.38	0.53	0.46
Biblioteca	25591	19863	0.67	0.67	0.47	0.47	0.70	0.69
<b>Variáveis municipais</b>								
Homicídio	3328			23.95		18.53		0.77
IFDM	5507			0.64		0.10		0.15
PIB	5506			9.36		9.84		1.05
Secretaria	5507			0.43		0.41		0.94
Sistema	5507			0.52		0.50		0.95
Plano	5507			0.57		0.50		0.88
Conselho	5507			0.79		0.50		0.63
Gastos	4563			8.18		6.15		0.75

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.



**Tabela 5.A: Estatísticas descritivas das variáveis escolares e municipais (após retirados os *missing data*)**

Variável	Freq. (2007)	Freq. (2009)	Média (2007)	Média (2009)	Desvio- Padrão (2007)	Desvio- padrão (2009)	Coefficiente de variação (2007)	Coefficiente de variação (2009)
<b>Variável dependente</b>								
Desvio	17682	19426	25.05	25.32	1.52	1.8	0.06	0.07
Prof	17682	19426	185.17	199,42	20.01	24,26	0.1	0.12
<b>Características do aluno</b>								
Sexo	17682	19426	0.5	0.51	0.1	0.08	0.2	0.16
Cor	17682	19426	0.33	0.33	0.17	0.16	0.52	0.48
TV	17682	19426	0.94	0.95	0.06	0.05	0.06	0.05
Carro	17682	19426	0.32	0.35	0.2	0.2	0.63	0.57
Esc_mae	17682	19426	0.09	0.09	0.07	0.06	0.78	0.67
Esc_pai	17682	19426	0.09	0.08	0.07	0.06	0.78	0.75
Reunião	17682	19426	0.59	0.6	0.13	0.13	0.22	0.22
Reprovado	17682	19426	0.37	0.35	0.16	0.16	0.43	0.46
Abandono	17682	19426	0.09	0.08	0.09	0.07	1	0.88
Dever	17682	19426	0.79	0.77	0.12	0.11	0.15	0.14
<b>Características do professor</b>								
Corrige	17682	19426	0.81	0.82	0.13	0.12	0.16	0.15
Salário	17682	19426	0.57	0.84	0.31	0.43	1.82	1.08
Conteúdo	17682	19426	0.28	0.34	0.38	0.39	1.36	1.15
Superior	17682	19426	0.04	0.04	0.16	0.15	4	3.75
Experiência	17682	19426	0.84	0.85	0.3	0.28	0.36	0.33
<b>Características da escola</b>								
Projeto	17682	19426	0.94	0.87	0.23	0.34	0,24	0.39
Reforço	17682	19426	0.77	0.82	0.42	0.38	0,54	0.46
Biblioteca	17682	19426	0.64	0.67	0.48	0.47	0.75	0.7
<b>Variáveis municipais</b>								
Homicídio	3280	3280		17.03		19.68		1.16
IFDM	3280	3280		0.62		0.09		0.15
PIB	3280	3280		4.75		5.72		1.2
Secretaria	3280	3280		0.44		0.5		1.14
Sistema	3280	3280		0.5		0.5		1
Plano	3280	3280		0.56		0.5		0.89
Conselho	3280	3280		0.77		0.42		0.55
Gastos	3280	3280		11.5		5722.52		5.14

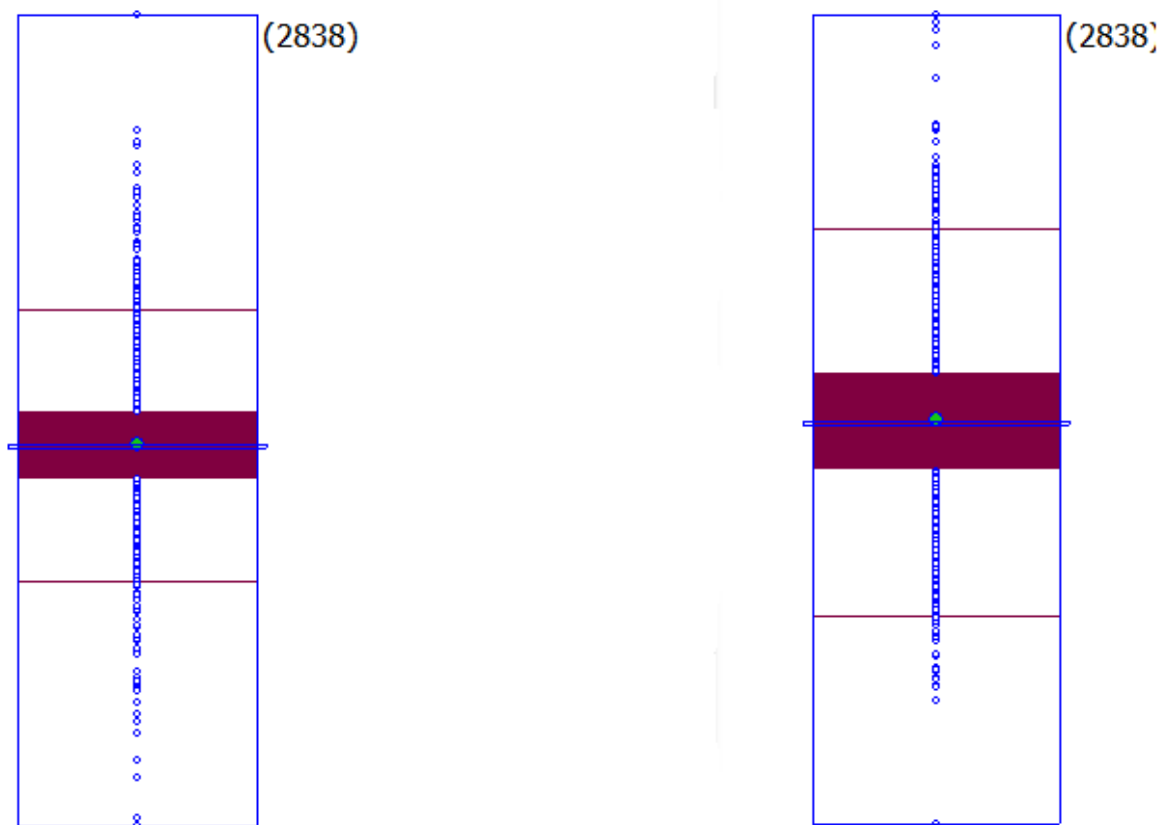
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.

**Tabela 6.A: Resultado das estimações dos componentes aleatórios**

Modelo	Proficiência			Desvio-padrão		
	Escola	Município	Variância	Escola	Município	Variância
Nulo (1)	136.49	203.72	59.88%	1.49	0.71	67.84%
Completo (2)	106.24	192.18	64.39%	1.76	0.65	73.13%
Defasado espacialmente (3)	192.02	101.85	65.34%	1.76	0.64	73.29%
<i>Outliers</i> espaciais (4)	191.79	100.61	66.00%	1.76	0.60	74.49%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.

**Figura 4.A: Box-Plot dos resíduos dos Modelos 4.A e 4.B**  
**Modelo 4.A** **Modelo 4.B**



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o pacote Open Geoda.

**Tabela 7.A: Matriz de variância das variáveis escolares**

Variável	Sexo	Cor	TV	Carro	Esc_mae	Esc_pai	Reunião	Reprovado	Abandono	Dever	Corrige	Projeto	Reforço	Salário	Superior	Experiência	Conteúdo	Biblioteca
Sexo	1																	
Cor	0.0063	1																
TV	0.021	-0.0114	1															
Carro	0.0161	0.1063	0.0474	1														
Esc_mae	-0.0267	-0.0026	0.0135	0.1124	1													
Esc_pai	-0.0404	-0.0119	-0.0025	0.071	0.0952	1												
Reuniao	-0.0261	0.0731	0.0329	0.0544	0.0228	0.062	1											
Reprovado	0.127	-0.0291	-0.0533	-0.0976	-0.0244	-0.0675	-0.087	1										
Abandono	0.0466	0.0044	-0.0204	0.0161	0.0125	-0.0249	-0.0451	0.1739	1									
Dever	-0.0698	0.052	0.0117	0.0421	0.0658	0.0797	0.2096	-0.0951	-0.0605	1								
Corrige	-0.0019	0.0489	0.0323	0.0132	-0.0232	-0.0183	0.1384	-0.0447	-0.0665	0.4105	1							
Projeto	-0.0011	-0.0177	-0.0054	-0.043	-0.0046	0.0186	-0.0239	0.0088	0.0011	-0.0088	-0.009	1						
Reforço	0.0047	-0.026	-0.0016	-0.0146	-0.0036	-0.0024	-0.0044	0.0008	0.0058	-0.0049	-0.0059	0.049	1					
Salario	0.0248	-0.0203	0.0379	-0.0198	-0.0305	0.027	-0.0193	-0.0264	-0.0062	-0.0047	-0.0043	0.0212	0.021	1				
Superior	0.0027	0.0059	0.0222	-0.0266	0.0052	-0.0071	0.0038	-0.0261	-0.0097	-0.0159	0.0242	0.0086	-0.0014	0.0109	1			
Experiência	-0.0085	-0.0121	0.0196	-0.0118	0.0073	0.0338	-0.0045	0.0018	0.0039	0.0254	0.0066	0.0223	0.0022	0.1217	0.0011	1		
Conteúdo	0.0035	0.0126	0.0119	0.0404	0.0004	0.009	0.0456	-0.0639	-0.052	0.037	0.0491	0.0027	0.0018	0.01	0.0186	-0.0015	1	
Biblioteca	-0.0024	0.0012	0.0099	-0.0066	-0.0076	0.0002	0.0201	0.0028	0.0048	0.0142	-0.002	0.0197	0.0603	0.0153	-0.0196	0.0231	-0.0172	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.

**Tabela 8.A: Matriz de variância das variáveis municipais**

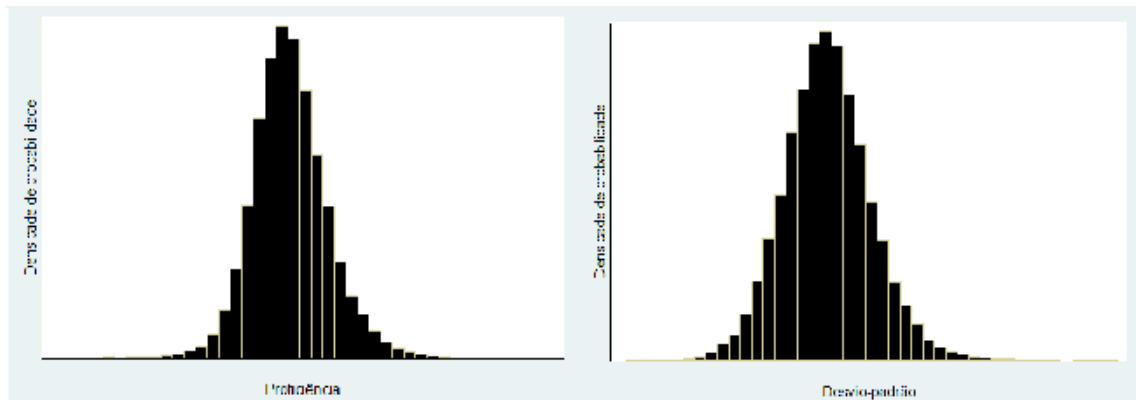
Variável	Homicídios	PIB	IFDM	Gastos	Secretaria	Sistema	Plano	Conselho
Homicídios	1							
PIB	0.0148	1						
IFDM	-0.0481	0.3424	1					
Gastos	0.0313	0.3379	-0.3186	1				
Secretaria	0.0099	-0.0303	0.0523	-0.1052	1			
Sistema	-0.0078	0.0636	0.0612	-0.0084	0.0797	1		
Plano	-0.0453	0.0159	0.0812	-0.0606	0.0207	0.0274	1	
Conselho	-0.0136	0.0501	0.2064	-0.1163	0.0339	0.1171	0.1337	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.

**Figura 5.A: Histograma das variáveis dependentes**

Modelo 4.A

Modelo 4.B

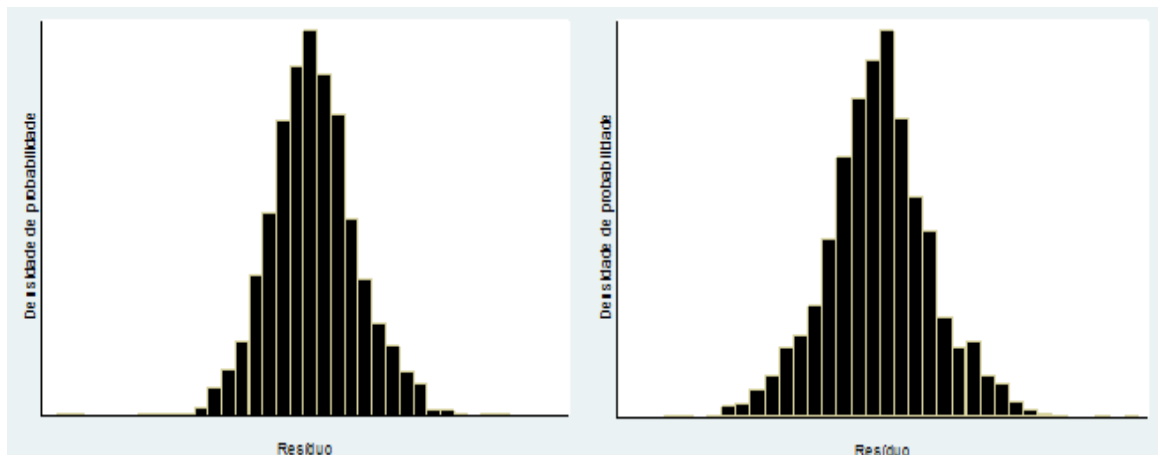


Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o pacote Open Geoda.

**Figura 6.A: Histograma dos resíduos dos Modelos 4.A e 4.B**

Modelo 4.A

Modelo 4.B



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o pacote Open Geoda.

**Tabela 9.A: Resultados da estimação da equação para nível de proficiência**

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>Estimador</b>					<b>Características da escola</b>				
Máxima Verossimilhança restrito					Projeto		0.59	0.64	0.67*
<b>Variável dependente</b>					Reforço		-0.08	-0.05	-0.04
Prof					Biblioteca		-0.56*	-0.56*	-0.56*
<b>Componente fixo</b>					<b>Características Municipais</b>				
Intercepto					Homicídios		-0.04***	-0.01	-0.01
<b>Características individuais dos alunos</b>					IFDM		38.92***	30.8***	29.7***
Sexo					PIB		-0.06	-0.04	-0.04
Cor					Secretaria		0.4	0.38	0.37
TV					Sistema		-1.95***	-1.13**	-1.1**
Carro					Plano		2.65***	1.68***	1.72***
Esc_mae					Conselho		-0.79	-0.77	-0.81
Esc_pai					Gastos		0	0	0
Reunião					W_Homicídios			-0.04***	-0.04***
Reprovado					W_IFDM			9.27**	9.72***
Abandono					W_PIB			-0.02	-0.02
Dever					W_Secretaria			-0.47	-0.5
<b>Características do professor</b>					W_Sistema			-1.28*	-1.21*
Corrige					W_Plano			5.59***	5.63***
Salário					W_Conselho			-0.2	-0.26
Conteúdo					W_Gastos			-0.00**	-0.00**
Superior					DU				-25.25***
Experiência					DL				53.88***

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o pacote HLM 6.

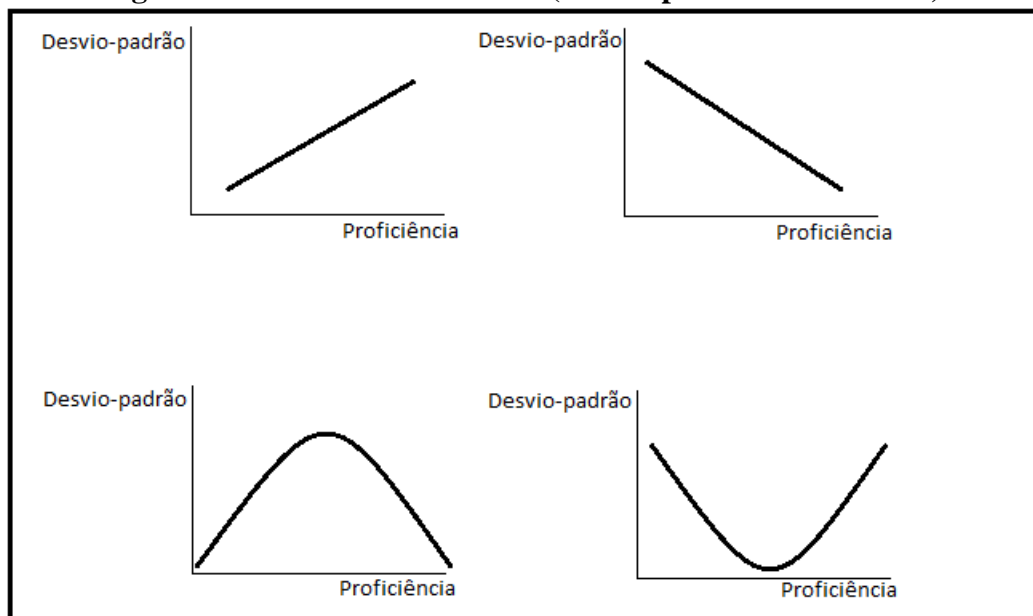
**Tabela 10.A: Resultados da estimação da equação para nível de desvio-padrão**

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>Estimador</b>					<b>Características da escola</b>				
Máxima Verossimilhança restrita					Projeto		0.002	0	0
<b>Variável dependente</b>					Reforço		-0.023	-0.024	-0.02
Desvio					Biblioteca		0.033	0.034	0.03
<b>Componente fixo</b>					<b>Características Municipais</b>				
Intercepto	0.393***	1.193***	1.124***	1.04***	Homicídios		-0.001	0	0
<b>Características individuais dos alunos</b>					IFDM		-1.224***	-1.46***	-1.24***
Sexo		0.282***	0.297***	0.29***	PIB		-0.003	-0.003	0
Cor		0.403***	0.403***	0.39***	Secretaria		0.001	0.001	0
TV		-0.988***	-0.994***	-0.93***	Sistema		0.016	-0.014	-0.01
Carro		0.201*	0.205	0.21*	Plano		-0.075*	-0.039	-0.04
Esc_mae		-0.298	-0.316	-0.28	Conselho		0.086	0.107*	0.11**
Esc_pai		0.784***	0.73***	0.73***	Gastos		0	0	0
Reunião		0.015	0.027	0.04	W_Homicídios			0	0
Reprovado		1.029***	1.028***	1.04***	W_IFDM			0.565	0.45
Abandono		1.514***	1.509***	1.47***	W_PIB			-0.001	0
Dever		-0.27***	-0.278**	-0.29***	W_Secretaria			-0.037	-0.03
<b>Características do professor</b>					W_Sistema			0.093	0.07
Corrige		-0.684***	-0.674***	-0.67***	W_Plano			-0.232***	-0.24***
Salário		-0.022	-0.022	-0.02	W_Conselho			-0.062	-0.05
Conteúdo		-0.101***	-0.099***	-0.1***	W_Gastos			0	0
Superior		-0.071	-0.073	-0.05	DU				6.22***
Experiência		-0.101***	-0.103***	-0.09***	DL				-6.16***

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o pacote HLM 6.

**ANEXO 3: Anexos do segundo ensaio****Figura 7.A: A Curva de Kuznets Educacional**

Fonte: Elaborado pelo autor.

**Figura 8.A: Formato das curvas (Desvio-padrão/Proficiência)**

Fonte: Elaborado pelo autor

**Tabela 11.A: Estatísticas descritivas**

Variável	2007				2009			
	Obs	Média	Desvio-padrão	Coef. Var	Obs	Média	Desvio-padrão	Coef. Var
Desvio	4992	24.98	1.43	0.06	4962	25.41	1.68	0.07
Prof	4992	187.25	20.31	0.11	4962	200.28	25.20	0.13
Sexo	4985	0.50	0.09	0.19	4952	0.51	0.07	0.13
Cor	4987	0.36	0.17	0.48	4952	0.37	0.17	0.46
TV	4987	0.93	0.06	0.06	4952	0.94	0.05	0.05
Carro	4987	0.34	0.19	0.56	4952	0.36	0.20	0.56
Esc_mãe	4985	0.09	0.06	0.70	4961	0.09	0.05	0.56
Esc_pai	4986	0.09	0.07	0.87	4960	0.08	0.04	0.57
Reunião	4987	0.60	0.11	0.18	4961	0.60	0.11	0.19
Reprovado	4985	0.37	0.15	0.40	4961	0.36	0.14	0.40
Abandono	4881	0.09	0.08	0.97	4961	0.08	0.06	0.70
Dever	4941	0.78	0.12	0.15	4961	0.77	0.09	0.12
Corrige	4983	0.83	0.10	0.13	4961	0.83	0.09	0.11
Superior	4543	0.11	0.31	2.72	4700	0.09	0.22	2.40
Salario	4912	0.42	0.41	0.96	4410	0.81	0.34	0.42
Experiência	4914	0.83	0.24	0.29	4713	0.83	0.29	0.35
Conteúdo	4911	0.29	0.32	1.10	4707	0.33	0.38	1.13
Projeto	4970	0.91	0.24	0.26	4361	0.93	0.22	0.24
Reforço	4963	0.76	0.37	0.48	4389	0.79	0.35	0.45
Biblioteca	4982	0.68	0.39	0.58	4349	0.67	0.40	0.60
Homicídios	3328	23.21	18.71	0.81	3328	23.95	18.53	0.77
IFDM	5506	0.62	0.10	0.17	5506	0.64	0.10	0.15
PIB	5507	5.13	5.88	1.15	5507	9.36	9.84	1.05
Gastos	4563	4.30	2.36	0.55	4563	8.18	6.15	0.75
Conselho	5507	0.68	0.47	0.69	5507	0.79	0.41	0.51
Plano	5507	0.31	0.46	1.49	5507	0.57	0.50	0.88
Sistema	5507	0.43	0.49	1.16	5507	0.52	0.50	0.96
Secretaria	5507	0.26	0.44	1.67	5507	0.43	0.50	1.14

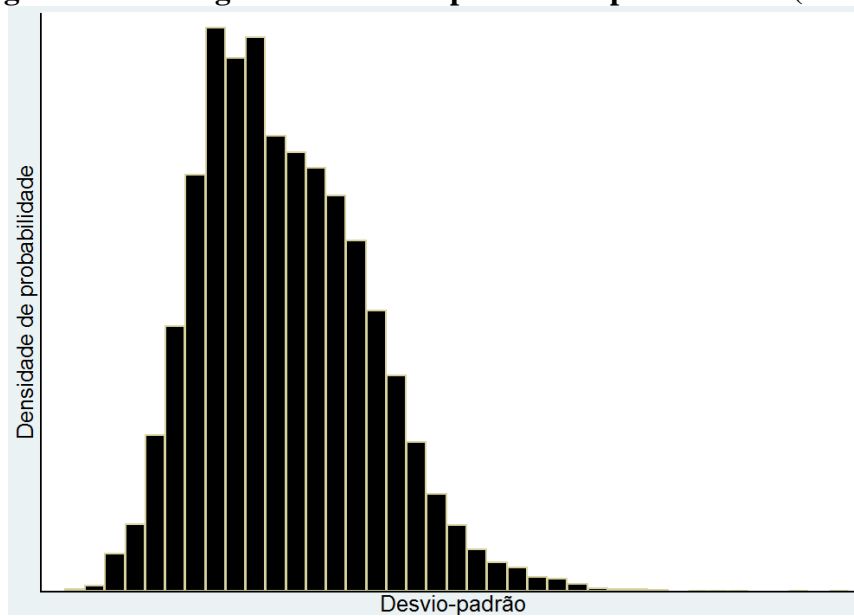
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.



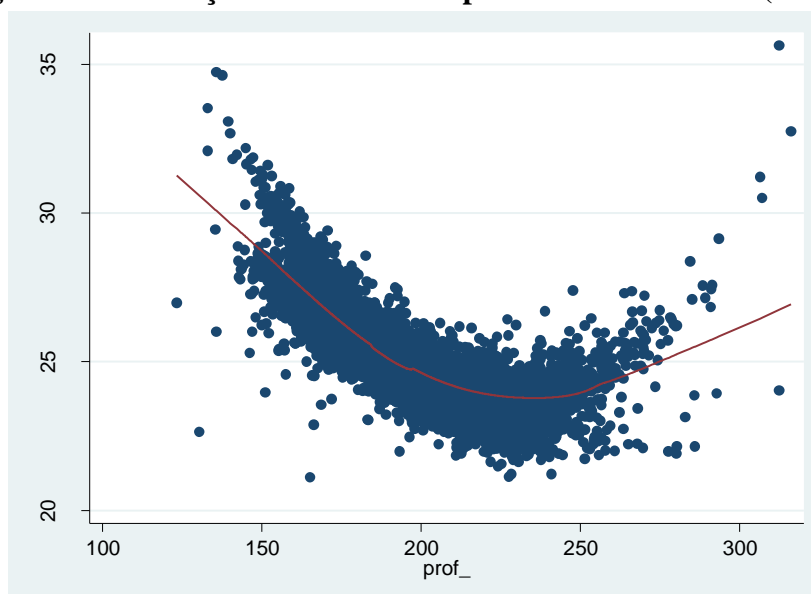
Tabela 12.A: Matriz de Correlação das Variáveis (Pooled)

	DP	Prof	Sexo	Cor	TV	Carro	Esc_pai	Esc_pai	Reprovad	Abandonc	Reunião	Dever	Corrige	Superior	Salário	Experiênci	Conteúd	Biblioteca	Reforço	Projeto	omicídio	PIB	IFDM	Gastos	Secretaria	Sistema	Plano	Conselho
DP	1																											
Prof	-0.809	1																										
Sexo	0.047	0.0107	1																									
Cor	-0.396	0.3935	0.0496	1																								
TV	-0.309	0.3459	-0.018	0.188	1																							
Carro	-0.642	0.6549	0.0324	0.6308	0.3663	1																						
Esc_pai	-0.26	0.2405	-0.068	0.0251	0.1778	0.2703	1																					
Esc_pai	-0.236	0.2255	-0.103	-0.035	0.1791	0.2347	0.6193	1																				
reprovad	0.4705	-0.512	0.0488	-0.38	-0.268	-0.603	-0.297	-0.258	1																			
Abandonc	0.4031	-0.391	0.0198	-0.267	-0.195	-0.38	-0.105	-0.067	0.3454	1																		
Reunião	-0.24	0.2687	-0.009	0.1485	0.1411	0.2289	0.122	0.1415	-0.2147	-0.147	1																	
Dever	-0.319	0.2977	-0.082	0.2044	0.1447	0.3186	0.1931	0.2341	-0.2374	-0.1791	0.267	1																
Corrige	-0.34	0.3536	-0.008	0.2431	0.178	0.3383	0.0604	0.0517	-0.2255	-0.2009	0.2822	0.4663	1															
Superior	-0.047	0.0194	0.0112	0.0063	-0.003	0.0124	0.0222	-0.005	-0.0314	-0.0075	0.007	-0.02	0.009	1														
Salário	-0.243	0.3981	0.1046	0.215	0.2253	0.3557	0.0449	0.0386	-0.2439	-0.1974	0.074	0.016	0.0982	0.0082	1													
xperiênci	-0.04	0.0429	-0.019	0.0169	0.0578	0.0315	0.0317	0.0401	-0.0076	-0.033	0.0051	0.0572	0.0497	-0.004	0.1152	1												
Conteúd	-0.388	0.4276	-0.028	0.2939	0.1943	0.4056	0.0953	0.1017	-0.3036	-0.2297	0.1586	0.1687	0.2064	0.019	0.2314	0.0234	1											
Biblioteca	-0.32	0.3277	0.0084	0.2919	0.2191	0.3986	0.1474	0.1768	-0.3122	-0.1927	0.1427	0.1639	0.1379	0.0066	0.1784	0.036	0.203	1										
Reforço	-0.288	0.3135	0.0165	0.196	0.1486	0.3564	0.153	0.1816	-0.3653	-0.1803	0.1009	0.1322	0.0856	-0.014	0.1951	-0.0013	0.1664	0.2769	1									
Projeto	-0.185	0.2083	0.0026	0.1569	0.1025	0.2481	0.0537	0.0715	-0.2065	-0.1346	0.0837	0.1148	0.1493	0.0048	0.129	0.037	0.1183	0.1742	0.2271	1								
omicídici	0.0911	-0.044	0.0194	-0.115	0.0341	-0.085	-0.035	0.0086	0.0454	0.0442	-0.104	-0.05	-0.097	-9E-04	0.12	-0.0002	-0.0602	-0.0337	0.0309	0.0091	1							
PIB	-0.246	0.2949	0.0426	0.1662	0.1725	0.3577	0.1233	0.1393	-0.2092	-0.1627	0.0442	0.086	0.0901	0.0029	0.2938	0.0214	0.1645	0.1678	0.1677	0.0968	0.0705	1						
IFDM	-0.59	0.6336	0.0442	0.4283	0.4135	0.7296	0.2178	0.2527	-0.5652	-0.3644	0.1969	0.2209	0.2456	0.0101	0.4727	0.0514	0.3794	0.407	0.3857	0.2777	0.05	0.44	1					
Gastos	0.1697	-0.041	0.0885	-0.034	-0.107	-0.103	-0.057	-0.095	0.1375	0.0741	-0.044	-0.105	-0.047	-0.015	0.1221	-0.0389	-0.0559	-0.0533	-0.082	-0.047	0.0367	0.26	-0.13	1				
Secretari	-0.007	0.0997	0.0058	-0.039	0.1208	0.0256	0.0256	0.0804	-0.0707	-0.0384	0.027	-0.015	-0.025	-0.004	0.181	0.02	0.053	0.0563	0.0661	0.0365	0.095	0.12	0.166	-0	1			
Sistema	0.045	-0.04	0.0366	-0.016	-0.004	-0.03	-0.062	-0.062	0.0294	0.0099	-0.029	-0.056	-0.025	-0.003	0.0852	-0.013	-0.0082	-0.0533	-0.048	-0.003	0.0252	0.06	0.012	0.027	0.0756	1		
Plano	-0.034	0.1611	-0.021	-0.03	0.0916	0.026	0.0962	0.1715	-0.0934	-0.0299	0.0857	0.0676	0.0166	-0.032	0.1218	0.0345	0.0487	0.1269	0.1346	0.0969	0.0226	0.06	0.134	0.032	0.0945	0.0079	1	
Conselhc	-0.111	0.1649	0.0212	0.1021	0.1985	0.179	0.0293	0.0762	-0.1495	-0.0787	0.0656	0.0906	0.1056	-0.002	0.1903	0.0173	0.0994	0.1305	0.095	0.0856	0.0299	0.12	0.244	-0	0.0877	0.1527	0.18	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

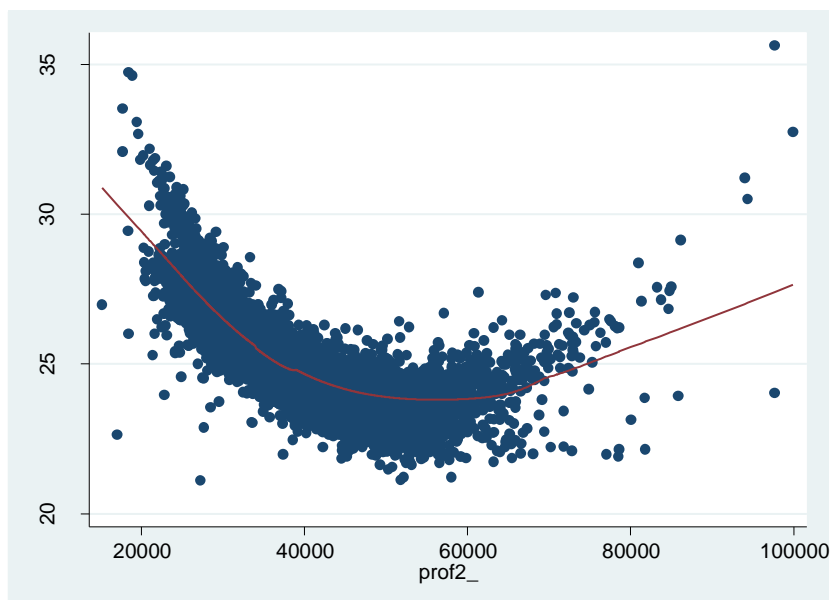
**Figura 9.A: Histograma do desvio-padrão das proficiências (*Pooled*)**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Figura 10.A: Relação entre o Desvio-padrão e Proficiência (*Pooled*)**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Figura 11.A: Relação entre Desvio-padrão e o quadrado da Proficiência (*Pooled*)**



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.

**Tabela 13.A: Estatísticas descritivas das variáveis (*pooled*)**

Variável	Obs	Média	Desvio-padrão	Coef. Variação
Desvio	9954	25.19	1.57	0.06
Prof	9954	193.74	23.79	0.12
Sexo	9937	0.50	0.08	0.16
Cor	9939	0.36	0.17	0.47
TV	9939	0.94	0.06	0.06
Carro	9939	0.35	0.20	0.56
Esc_Mãe	9946	0.09	0.06	0.64
Esc_pai	9946	0.08	0.06	0.75
Reunião	9948	0.60	0.11	0.18
Reprovado	9946	0.37	0.15	0.40
Abandono	9842	0.08	0.07	0.85
Dever	9902	0.78	0.11	0.14
Corrige	9944	0.83	0.10	0.12
Superior	9243	0.10	0.26	2.62
Salário	9322	0.61	0.42	0.69
Experiência	9627	0.83	0.27	0.32
Conteúdo	9618	0.31	0.35	1.12
Biblioteca	9331	0.67	0.39	0.59
Reforço	9352	0.77	0.36	0.47
Projeto	9331	0.92	0.23	0.25
Homicídios	8835	17.25	19.35	1.12
PIB	11014	7.24	8.37	1.16
IFDM	11013	0.63	0.10	0.16
Gastos	10070	6.06	4.89	0.81
Secretaria	11014	0.35	0.48	1.37
Sistema	11014	0.47	0.50	1.05
Plano	11014	0.44	0.50	1.13
Conselho	11014	0.73	0.44	0.60

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009.

Tabela 14.A: Resultados das estimações (OLS, Efeitos Aleatórios, Efeitos Fixos)

Continua

Variáveis	POLS(1)	POLS(2)	POLS(3)	POLS(4)	RE(1)	RE(2)	RE(3)	RE(4)	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(4)
Prof	-0.384*** (0.0101)	-0.396*** (0.0108)	-0.389*** (0.0115)	-0.332*** (0.0133)	-0.384*** (0.00958)	-0.396*** (0.0104)	-0.389*** (0.0111)	-0.331*** (0.0125)	-0.302*** (0.0136)	-0.338*** (0.0141)	-0.343*** (0.0143)	-0.339*** (0.0225)
Prof2	0.000844*** (2.49e-05)	0.000868*** (2.66e-05)	0.000853*** (2.85e-05)	0.000709*** (3.32e-05)	0.000844*** (2.36e-05)	0.000868*** (2.54e-05)	0.000853*** (2.75e-05)	0.000708*** (3.11e-05)	0.000696*** (3.35e-05)	0.000767*** (3.49e-05)	0.000780*** (3.56e-05)	0.000762*** (5.65e-05)
Sexo	0.986*** (0.112)	0.851*** (0.118)	0.867*** (0.121)	0.640*** (0.118)	0.986*** (0.111)	0.851*** (0.117)	0.867*** (0.120)	0.644*** (0.119)	0.885*** (0.179)	0.488** (0.200)	0.410** (0.204)	0.776*** (0.275)
Cor	-0.0304 (0.0655)	-0.000867 (0.0675)	-0.112 (0.0705)	-0.189*** (0.0728)	-0.0304 (0.0624)	-0.000867 (0.0658)	-0.112 (0.0688)	-0.188*** (0.0725)	0.405*** (0.154)	0.252 (0.162)	0.275 (0.173)	0.117 (0.216)
TV	0.448*** (0.169)	0.255 (0.175)	0.359** (0.180)	0.367* (0.193)	0.448*** (0.158)	0.255 (0.169)	0.359** (0.172)	0.359* (0.185)	1.444*** (0.417)	0.473 (0.441)	0.654 (0.453)	-0.0362 (0.620)
Carro	-0.694*** (0.0754)	-0.882*** (0.0790)	-0.978*** (0.0820)	-0.644*** (0.0905)	-0.694*** (0.0716)	-0.882*** (0.0769)	-0.978*** (0.0801)	-0.648*** (0.0900)	1.288*** (0.244)	0.992*** (0.270)	0.798*** (0.293)	0.516 (0.382)
Esc_mãe	-0.848*** (0.204)	-0.683*** (0.199)	-0.707*** (0.202)	-0.886*** (0.207)	-0.848*** (0.201)	-0.683*** (0.197)	-0.707*** (0.201)	-0.883*** (0.209)	-1.412*** (0.351)	-0.808** (0.367)	-0.738* (0.389)	-0.579 (0.522)
Esc_pai	0.0611 (0.190)	0.314 (0.192)	0.264 (0.197)	0.00847 (0.197)	0.0611 (0.189)	0.314* (0.191)	0.264 (0.196)	0.00597 (0.199)	1.838*** (0.295)	2.061*** (0.314)	1.952*** (0.330)	0.784 (0.478)
Reunião	-0.218*** (0.0815)	-0.201** (0.0841)	-0.0718 (0.0880)	-0.0866 (0.0865)	-0.218*** (0.0777)	-0.201** (0.0813)	-0.0718 (0.0855)	-0.0920 (0.0857)	-0.607*** (0.177)	-0.583*** (0.193)	-0.611*** (0.201)	-0.438 (0.272)
Reprovado	-0.265*** (0.0722)	-0.273*** (0.0745)	-0.304*** (0.0773)	-0.309*** (0.0790)	-0.265*** (0.0659)	-0.273*** (0.0702)	-0.304*** (0.0737)	-0.300*** (0.0774)	0.471*** (0.171)	0.509*** (0.186)	0.567*** (0.194)	0.521** (0.229)
Abandono	1.028*** (0.201)	1.172*** (0.214)	1.156*** (0.213)	0.761*** (0.195)	1.028*** (0.200)	1.172*** (0.214)	1.156*** (0.212)	0.762*** (0.194)	0.574** (0.229)	0.937*** (0.264)	0.846*** (0.268)	1.023*** (0.359)
Dever	-0.548*** (0.0959)	-0.247** (0.103)	-0.235** (0.107)	-0.135 (0.105)	-0.548*** (0.0944)	-0.247** (0.101)	-0.235** (0.106)	-0.132 (0.104)	-0.557*** (0.170)	-0.272 (0.193)	-0.0482 (0.198)	0.300 (0.265)
Corrige		-0.178 (0.112)	-0.266** (0.115)	-0.283** (0.114)		-0.178 (0.110)	-0.266** (0.113)	-0.284** (0.113)		-0.200 (0.198)	-0.304 (0.201)	-0.251 (0.279)
Superior		-0.149*** (0.0311)	-0.153*** (0.0313)	-0.126*** (0.0310)		-0.149*** (0.0310)	-0.153*** (0.0313)	-0.127*** (0.0311)		-0.168*** (0.0439)	-0.179*** (0.0460)	-0.148*** (0.0571)

Tabela 15.A: Resultados das estimações (OLS, Efeitos Aleatórios, Efeitos Fixos)

Variáveis	POLS(1)	POLS(2)	POLS(3)	POLS(4)	RE(1)	RE(2)	RE(3)	RE(4)	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(4)
Salário		0.571*** (0.0224)	0.561*** (0.0229)	0.381*** (0.0262)		0.571*** (0.0220)	0.561*** (0.0225)	0.385*** (0.0263)		0.908*** (0.0336)	0.933*** (0.0349)	0.628*** (0.0482)
Experiência		-0.150*** (0.0348)	-0.137*** (0.0369)	-0.0578 (0.0400)		-0.150*** (0.0346)	-0.137*** (0.0365)	-0.0602 (0.0392)		-0.289*** (0.0562)	-0.275*** (0.0633)	-0.229*** (0.0792)
Conteúdo		-0.0846*** (0.0272)	-0.0789*** (0.0285)	-0.0800** (0.0319)		-0.0846*** (0.0273)	-0.0789*** (0.0286)	-0.0804** (0.0319)		0.0238 (0.0445)	0.0252 (0.0473)	-0.0157 (0.0640)
Biblioteca			-0.0906*** (0.0238)	-0.0735*** (0.0249)			-0.0906*** (0.0229)	-0.0741*** (0.0246)			0.00407 (0.0505)	-0.0111 (0.0608)
Reforço			-0.0347 (0.0268)	-0.00520 (0.0277)			-0.0347 (0.0262)	-0.00509 (0.0277)			0.0822 (0.0539)	0.0953 (0.0645)
Projeto			0.0544 (0.0427)	0.131*** (0.0412)			0.0544 (0.0417)	0.131*** (0.0411)			0.136 (0.0836)	0.222* (0.116)
Homicídios				0.00343*** (0.000452)				0.00347*** (0.000438)				0.00388*** (0.00124)
PIB				-0.00310** (0.00131)				-0.00300** (0.00145)				0.0123** (0.00614)
IFDM				-0.520*** (0.149)				-0.532*** (0.145)				2.097*** (0.467)
Gastos				0.0434*** (0.00273)				0.0438*** (0.00274)				0.0435*** (0.00650)
Secretaria				0.172*** (0.0179)				0.173*** (0.0169)				0.193*** (0.0391)
Sistema				-0.00104 (0.0164)				-0.000434 (0.0160)				0.00340 (0.0417)
Plano				0.191*** (0.0182)				0.193*** (0.0172)				0.255*** (0.0376)

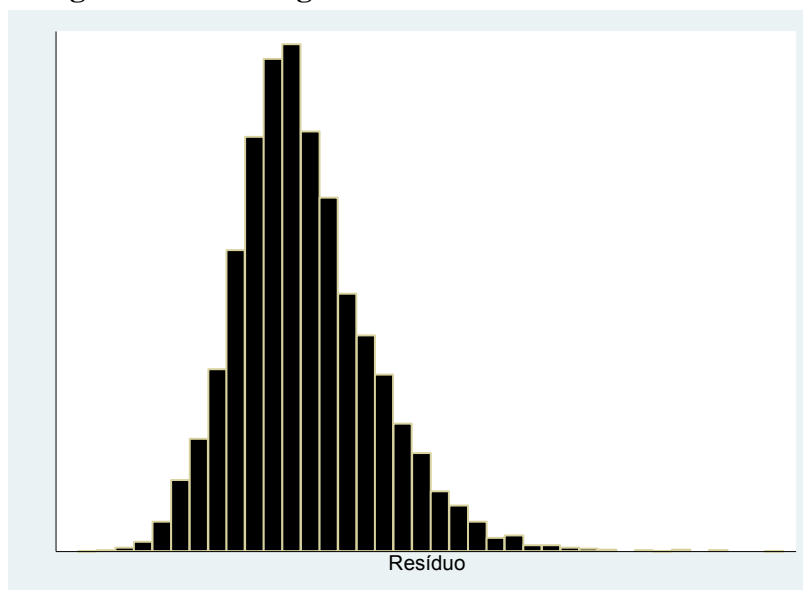
Continua

**Tabela 14.A: Resultados das estimações (OLS, Efeitos Aleatórios, Efeitos Fixos)**

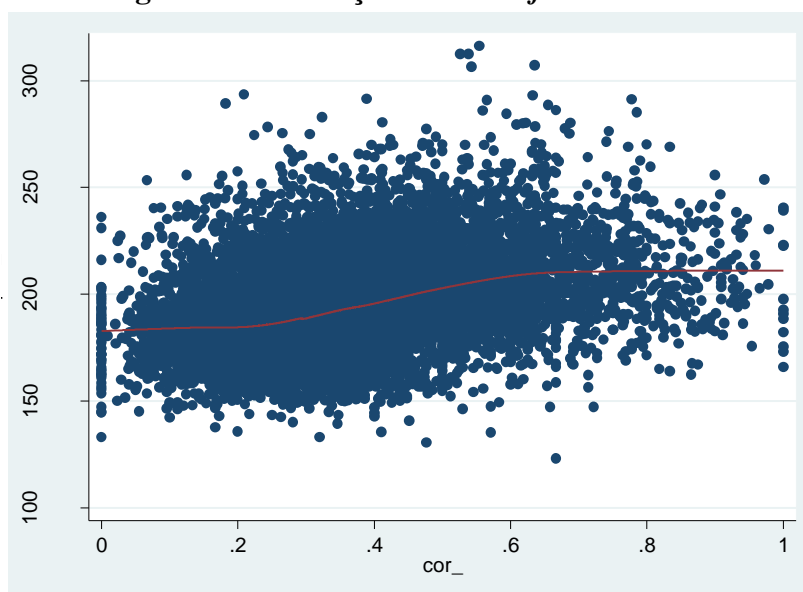
Variáveis												Conclusão
	POLS(1)	POLS(2)	POLS(3)	POLS(4)	RE(1)	RE(2)	RE(3)	RE(4)	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(4)
Conselho				0.0473*** (0.0183)				0.0479*** (0.0181)				0.158*** (0.0510)
Constante	67.45*** (1.018)	68.80*** (1.086)	67.99*** (1.152)	62.10*** (1.284)	67.45*** (0.966)	68.80*** (1.041)	67.99*** (1.110)	62.04*** (1.210)	55.34*** (1.414)	60.29*** (1.482)	60.48*** (1.484)	58.66*** (2.263)
Obs	9,812 22557.04	8,745 19183.24	8,217 17870.96	6,455 12587.13	9,812	8,745	8,217	6,455	9,812 16460.14	8,745 11468.35	8,217 9989.114	6,455 3891.052
R-quadrado												
Within	0.764	0.785	0.790	0.817	0.2668	0.3383	0.3495	0.3483	0.319	0.432	0.45	0.493
Between					0.8935	0.8559	0.8489	0.8529	0.6046	0.6065	0.588	0.5117
Overall					0.7644	0.7851	0.79	0.817	0.5283	0.5815	0.5825	0.5236
Breusch-Pagan	62.64											
Hausman	286.58											
No. de municípios	9812	8745	8264	6484	5,084	4,953	4,855	4,525	5,084	4,953	4,855	4,525

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o pacote Stata 12.

Notas: \* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01. Erros-padrão robustos entre parênteses

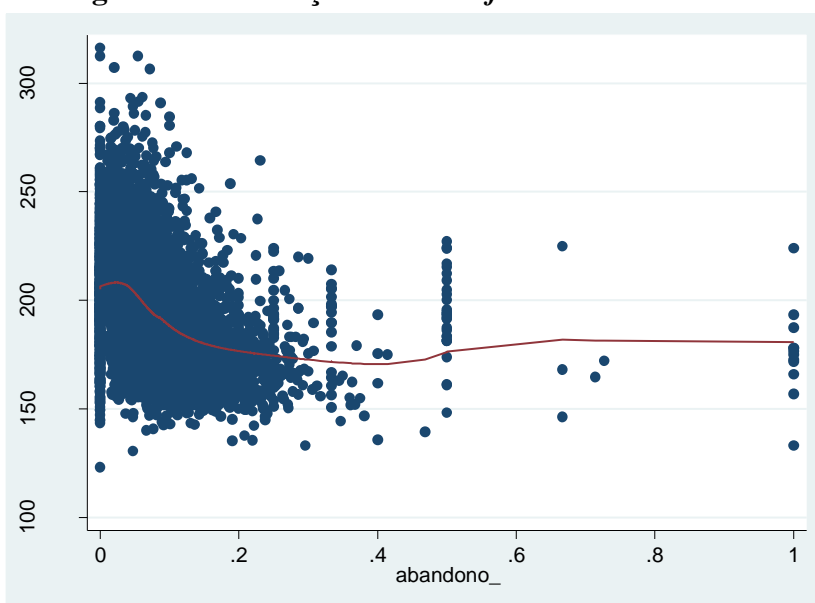
**Figura 12.A: Histograma dos resíduos do modelo FE 4**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

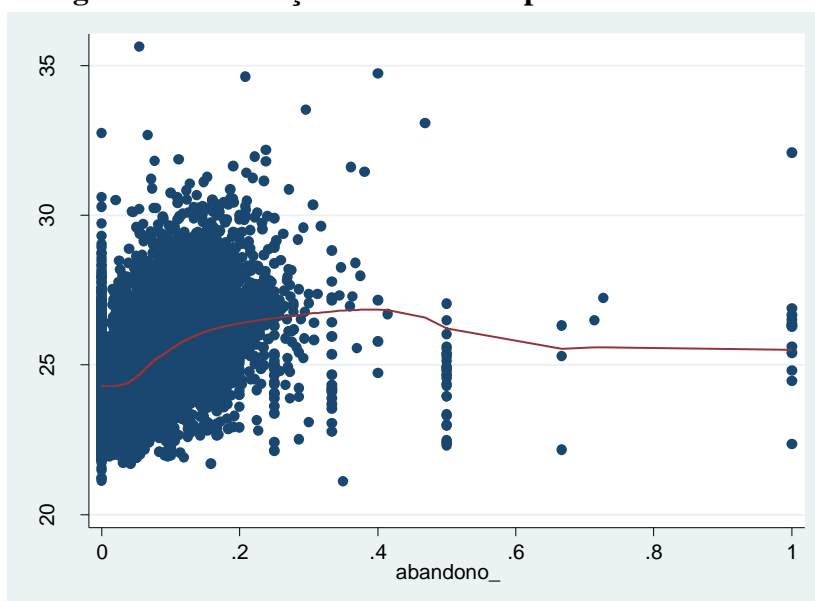
**Figura 13.A: Relação entre *Proficiência eCor***

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

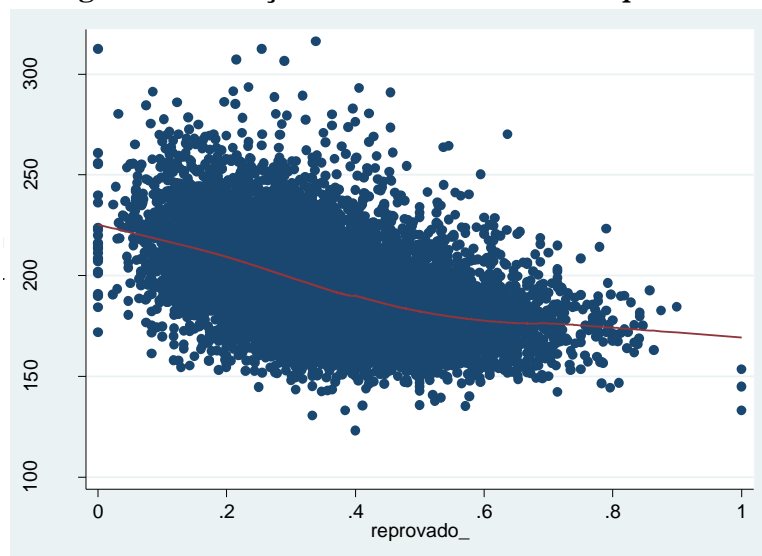


**Figura 14.A: Relação entre *Proficiência* e *Abandono***

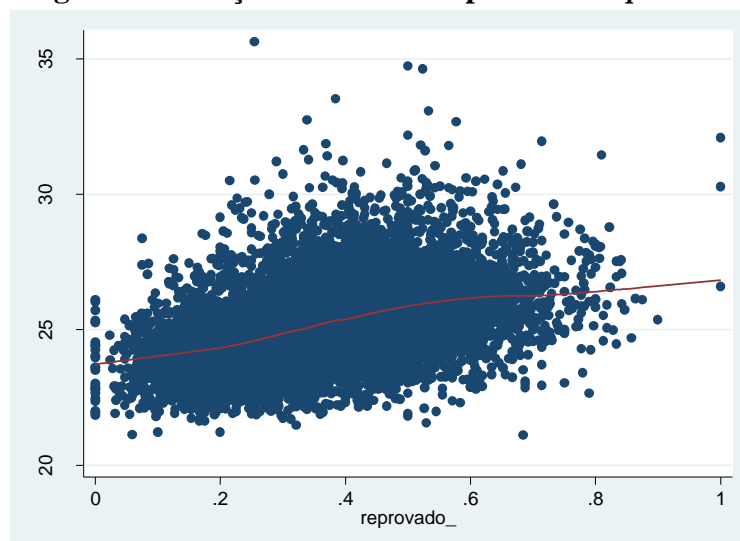
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Figura 15.A: Relação entre *Desvio-padrão* e *Abandono***

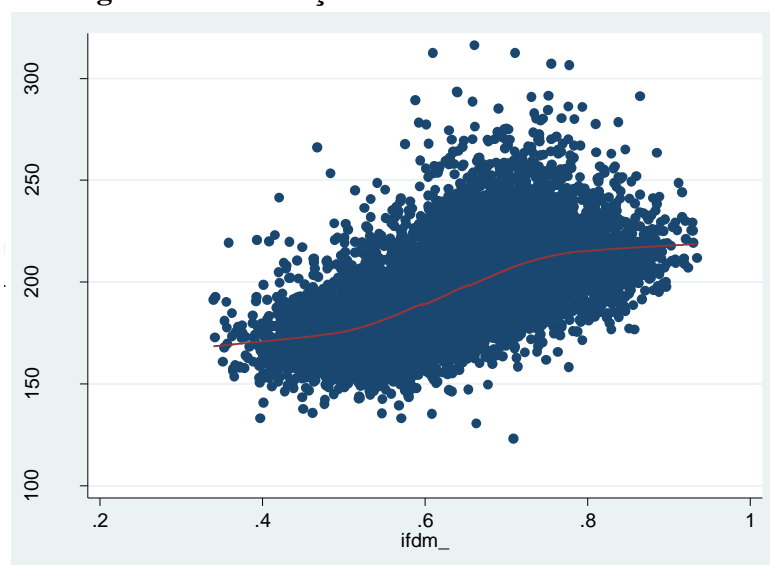
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Figura 16: Relação entre Proficiência e *Reprovado***

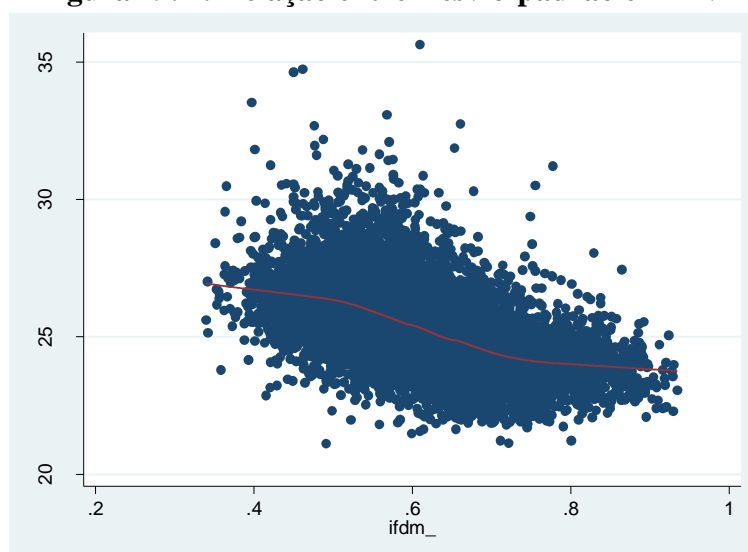
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Figura 17: Relação entre Desvio-padrão e *Reprovado***

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Figura 18.A: Relação entre Proficiência e *IFDM***

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Figura 19.A: Relação entre Desvio-padrão e *IFDM***

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

**Tabela 16.A: Estimações para efeitos-fixos**

Variável	Completo	Sem variáveis municipais	Sem variáveis municipais (com Proficiência e Desvio-Padrão)	Apenas Municipais
Sexo	0.126 (0.406)	-0.0691 (0.304)	0.291 (0.201)	-0.0691 (0.304)
Cor	0.661** (0.299)	0.828*** (0.242)	0.326* (0.172)	0.828*** (0.242)
TV	-0.844 (0.851)	-0.108 (0.566)	0.713* (0.425)	-0.108 (0.566)
Carro	0.961** (0.452)	1.027*** (0.338)	0.784*** (0.288)	1.027*** (0.338)
Esc_mae	-0.747 (0.678)	-0.866* (0.513)	-0.698* (0.386)	-0.866* (0.513)
Esc_pai	1.256** (0.621)	1.680*** (0.462)	1.726*** (0.329)	1.680*** (0.462)
Reunião	-0.309 (0.334)	-0.647** (0.269)	-0.539*** (0.198)	-0.647** (0.269)
Reprovado	1.355*** (0.320)	1.052*** (0.264)	0.551*** (0.191)	1.052*** (0.264)
Abandono	2.186*** (0.374)	1.884*** (0.362)	0.810*** (0.264)	1.884*** (0.362)
Dever	0.437 (0.440)	-0.210 (0.301)	-0.0390 (0.196)	-0.210 (0.301)
Corrige	-1.267*** (0.384)	-0.974*** (0.269)	-0.320 (0.199)	-0.974*** (0.269)
Superior	-0.163** (0.0727)	-0.239*** (0.0606)	-0.178*** (0.0455)	-0.239*** (0.0606)
Salário	0.291*** (0.0650)	0.429*** (0.0479)	0.842*** (0.0365)	0.429*** (0.0479)
Experiência	-0.0484 (0.101)	-0.166** (0.0777)	-0.246*** (0.0622)	-0.166** (0.0777)
Conteúdo	-0.0770 (0.0763)	-0.00742 (0.0630)	0.0218 (0.0467)	-0.00742 (0.0630)
Biblioteca	0.0438 (0.0838)	0.0662 (0.0657)	0.00951 (0.0499)	0.0662 (0.0657)
Reforço	0.104 (0.0889)	0.0539 (0.0745)	0.0825 (0.0526)	0.0539 (0.0745)
Projeto	0.288* (0.148)	0.107 (0.107)	0.118 (0.0826)	0.107 (0.107)
Homicídios	0.00149 (0.00158)			
PIB	0.000666 (0.00535)			
IFDM	-0.301 (0.561)	0.881* (0.487)	3.923*** (0.410)	0.881* (0.487)
Gastos	0.0336*** (0.00867)			
Secretaria	0.0669 (0.0515)			
Sistema	-0.0364 (0.0549)			
Plano	0.217*** (0.0487)			
Conselho	0.0669 (0.0677)			
prof_			-0.351*** (0.0143)	
prof2_			0.000797*** (3.55e-05)	
Constante	24.85*** (1.030)	24.62*** (0.702)	59.01*** (1.474)	24.62*** (0.702)
Obs	6,455	8,163	8,163	8,163
R-quadrado	0.150	0.094	0.463	0.094
Escolas	4,525	4,819	4,819	4,819

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da Prova Brasil 2007/2009, utilizando o Pacote Stata 12.

Notas: \* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01. Erros-padrão robustos entre parênteses