



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**GABRIELLA DA SILVA CAVALCANTI**

**ENSAIOS EM ECONOMIA DA EDUCAÇÃO**

**NATAL  
2020**

GABRIELLA DA SILVA CAVALCANTI

ENSAIOS EM ECONOMIA DA EDUCAÇÃO

Dissertação de Mestrado submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPECO, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas. Área de concentração: Economia Regional.

Orientadora: Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Janaína da Silva Alves

Coorientadora: Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Júlia Rocha Araújo

NATAL  
2020

Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN  
Sistema de Bibliotecas - SISBI

Catálogo de Publicação na Fonte. UFRN - Biblioteca Setorial do Centro Ciências Sociais Aplicadas - CCSA

Cavalcanti, Gabriella da Silva.

Ensaio em economia da educação / Gabriella da Silva  
Cavalcanti. - 2020.  
110f.: il.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do  
Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Sociais Aplicadas,  
Programa de Pós-Graduação em Economia. Natal, RN, 2020.

Orientadora: Profa. Dra. Janaína da Silva Alves.

Coorientadora: Profa. Dra. Júlia Rocha Araújo.

1. Economia da educação - Dissertação. 2. Econometria  
espacial - Dissertação. 3. Overeducation - Dissertação. 4.  
Remuneração do professor - Dissertação. 5. Avaliação de impacto  
- Dissertação. I. Alves, Janaína da Silva. II. Araújo, Júlia  
Rocha. III. Título.

RN/UF/CCSA

CDU 33:37.014.54

GABRIELLA DA SILVA CAVALCANTI

ENSAIOS EM ECONOMIA DA EDUCAÇÃO

Dissertação de Mestrado submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPECO, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas. Área de concentração: Economia Regional.

Aprovada em: \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Janaína da Silva Alves (Orientador)  
Universidade Federal do Rio Grande do Norte  
(UFRN)

---

Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Júlia Rocha Araújo (Coorientador)  
Universidade Federal do Rio Grande do Norte  
(UFRN)

---

Prof. Dr. Diego de Maria André (Examinador  
Interno)  
Universidade Federal do Rio Grande do Norte  
(UFRN)

---

Prof. Dr. Diego Firmino Costa da Silva  
(Examinador Externo)  
Universidade Federal Rural de Pernambuco  
(UFRPE)

A Deus, por tamanha bênção em minha vida.

Aos meus pais, Adélia e Inaldo, que, apesar de todas as dificuldades, sempre colocaram a minha educação como prioridade e me deram total apoio na dedicação aos estudos.

*“Educar mal um homem é  
dissipar capitais e preparar dores  
e perdas à sociedade.”*

*(Voltaire, 1694-1778)*

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço à minha orientadora de dissertação, a Prof<sup>ª</sup>. Janaína da Silva Alves, por aceitar o tema de pesquisa proposto de forma muito receptiva, amigável e entusiasmada e pelas sugestões e contribuições para o trabalho. Agradeço também por me direcionar a pesquisadores dessa área de pesquisa, como a Prof<sup>ª</sup>. Júlia Rocha Araújo que mais tarde se tornaria a coorientadora de dissertação.

Assim sendo, minha grande gratidão à Prof<sup>ª</sup>. Júlia Rocha Araújo por abraçar o problema de pesquisa proposto demonstrado pela sua total disposição no acompanhamento de todas as fases do trabalho, desde a ideia inicial e da sua lapidação até a manipulação dos dados, discussão dos resultados finais e esclarecimento das dúvidas pertinentes, mas a agradeço especialmente pelas conversas incentivadoras, pela sua seriedade e dedicação à pesquisa que me inspiraram e deram um outro olhar sobre o papel do pesquisador na academia. A agradeço também pelo apoio e confiança depositada, em vista do grande esforço de pesquisa demandado para este trabalho dado o tempo limitado.

Meu agradecimento aos professores e aluno coautores dos artigos originados durante curso das disciplinas no mestrado e que culminou nos ensaios do presente trabalho. Deixo aqui minha gratidão aos professores integrantes do Núcleo de Pesquisa em Economia Aplicada e Conjuntura (NEAC), em especial aos professores Diego de Maria André e Ana Cláudia Annegues da Silva e ao colega de mestrado Joelson Oliveira Santos pela aceitação dos problemas de pesquisa propostos, colaboração na elaboração dos estudos, auxílio na manipulação dos dados, assim como pelas críticas e sugestões que enriqueceram o trabalho.

Não poderia esquecer aqui do agradecimento aos meus amigos de mestrado que contribuíram para a realização do trabalho: Mattheus Rodrigues, Denis Alves, Mavigson Francisco, Rafael Araújo, Flávio Cauê, Danyele Mestre e Joelson Santos, seja com sugestões, comentários, momentos compartilhados de estudo e pesquisa no NEAC ou até mesmo de descontração. Gratidão também a Cibele, uma vizinha que, despreziosamente, acabou se tornando minha melhor amiga em Natal por sua amizade, fé e elevada sabedoria nos momentos mais difíceis e por ter me ajudado na adaptação e moradia na cidade, um verdadeiro anjo que Deus colocou na minha vida.

À CAPES, pelo apoio financeiro durante todo o mestrado.

Agradeço, especialmente, ao meu namorado Wilberto Holanda, por todo o amor, cuidado e carinho demonstrado até aqui, principalmente nos momentos mais difíceis e turbulentos da minha mudança de estado, de solidão e de saudade. Obrigada por ter permanecido ao meu lado sempre me incentivando e me fazendo sentir a mulher mais amada, como eu jamais imaginaria ser. Eu tenho muita sorte de te ter comigo!

Minha eterna gratidão aos meus pais, Adélia e Inaldo, pela educação dada, pelo total apoio, incentivo, por sempre terem acreditado em mim e, especialmente, por estarem a todo esse tempo do mestrado a me ajudar, mesmo à distância, me incentivando nos momentos difíceis de solidão, afastamento da família e dedicação aos estudos.

Mas, acima de tudo, agradeço a Deus pelo dom da vida e por me permitir tamanha conquista, sempre me abençoando com muita saúde, sabedoria e força para seguir em frente e buscar atingir meus objetivos.

## RESUMO

Essa dissertação é composta por três ensaios independentes em economia da educação que têm por objetivo geral contribuir com a literatura nacional de economia da educação por meio da estimação de modelos microeconômicos. O primeiro ensaio objetiva analisar a incidência e os efeitos do *overeducation* sobre os rendimentos dos trabalhadores graduados do Estado de São Paulo no período 2003-2013 visando controlar para heterogeneidade individual não-observada, assim como mensurar a duração do fenômeno e seus determinantes. Para atingir tal objetivo, a mensuração da escolaridade requerida foi obtida através do método *Job Analysis* baseado nas informações da CBO 2002. Foram consideradas as 148 famílias ocupacionais da CBO 2002 que requerem formação superior e utilizados os microdados do RAIS-Migra. Os resultados revelaram uma taxa de sobre-educação de cerca de 27% no Estado de São Paulo com tendência ao declínio no período. Através da estimação da equação de rendimentos de Verdugo e Verdugo (1989), os resultados apontaram que o modelo de efeito fixo é o mais adequado, revelaram retornos à sobre-educação negativos substancialmente reduzidos quando comparados às estimativas de *cross-section*, confirmando a hipótese inicial de estudo de que os elevados retornos da sobre-educação encontrados na literatura são resultantes do viés de variável omitida. A análise da duração do *overeducation* através da técnica de análise de sobrevivência mostrou uma queda na probabilidade de continuar sobre-educado com o passar do tempo e que as características individuais, do emprego, espaciais e macroeconômicas determinam a saída do indivíduo da condição de sobre-educado. O segundo ensaio tem por objetivo avaliar o impacto do programa de bonificação a docentes do Governo do Estado da Paraíba sobre a proficiência média em português e matemática, taxa de aprovação escolar e taxa de abandono dos alunos do 5º/9º ano das escolas premiadas. Devido à indisponibilidade de dados e à inconstância dos critérios de seleção do programa durante sua vigência, foram utilizados os métodos do PSM e Diferenças em Diferenças para avaliar o impacto do programa em um ano específico, 2016. Para este fim, utilizou-se os microdados do SAEB e do Censo Escolar referentes aos anos de 2015 e 2017 para as escolas públicas do Estado da Paraíba, disponibilizados por meio do INEP. Os resultados das estimações revelaram a ausência de impacto do programa de bonificação sobre os indicadores de resultado das escolas premiadas, sugerindo uma ineficiência do bônus em condicionar melhor desempenho escolar. O terceiro ensaio investiga o transbordamento da qualidade da educação entre os municípios via proficiência média em português e matemática para alunos dos anos finais do ensino fundamental por meio dos modelos econométrico-espaciais. Foram utilizados microdados do SAEB, dados do Observatório da Criança e do Adolescente, do IBGE e do portal FINBRA, sendo o período de análise os anos de 2011 e 2015 para os 5570 municípios brasileiros. Os resultados obtidos confirmaram a hipótese inicial do estudo de existência de *spillovers* educacionais entre os municípios, sendo encontradas evidências de dependência espacial no desempenho escolar dos municípios e nas variáveis explicativas, sugerindo que a melhor especificação é dada pelo modelo SDM.

**Palavras-chave:** *Overeducation*. Dados em Painel. Bônus. Remuneração do Professor. Avaliação de Impacto. Econometria Espacial.



## ABSTRACT

This dissertation is composed of three independent essays in economics of education that have as general objective to contribute to the national literature of economics of education through the estimation of microeconomic models. The first essay aims to analyze the incidence and the effects of overeducation on the incomes of workers graduated from the state of São Paulo, in the period 2003-2013, in order to control for unobserved individual heterogeneity, as well as to measure the duration of the phenomenon and its determinants. To achieve this objective, the measurement of the required schooling was obtained through the Job Analysis method based on the information of CBO 2002. Were considered the 148 occupational families of CBO 2002 that require higher education and used the microdata of the RAIS-Migra. The results revealed an over-education rate of about 27% in the State of São Paulo with a tendency to decline in the period. By estimating the Verdugo and Verdugo (1989) income equation, the results pointed out that the fixed effect model is the most appropriate, revealed negative over-education returns substantially reduced when compared to cross-section estimates, confirming the initial hypothesis of a study that the high returns of over-education found in the literature are resulting from omitted variable bias. The analysis of overeducation duration through survival analysis technique showed a drop in the likelihood of continuing over-educated over time and that individual, employment, spatial and macroeconomic characteristics determine the individual's departure from the over-educated condition. The second essay aims evaluate the impact of the bonus payment program to teachers of the Government of Paraíba State on the average proficiency in portuguese and mathematics, the school approval rate and abandonment rate of the students from 5<sup>o</sup>/9<sup>o</sup> years award-winning schools. Due to the unavailability of data and the inconstancy of the program selection criteria during its validity, were used the methods of PSM and Differences in Differences to evaluate the impact of the program in a specific year, 2016. To this end, the microdata of the SAEB and the School Census for the years 2015 and 2017 were used for public schools in the State of Paraíba, available through the INEP. The results of the estimates revealed the lack of impact of the bonus programme on the result indicators of the award-winning schools, suggesting an inefficiency of the bonus in conditioning better school performance. The third essay investigates the overflow of the quality of education among municipalities through average proficiency in Portuguese and mathematics for students of the final years of elementary school by of econometric spatial models. Were are used microdata of SAEB and data from the Child and Adolescent Observatory, of the IBGE and of the FINBRA Portal, the period of analysis is the years 2011 and 2015 for the 5570 Brazilian municipalities. The results obtained confirmed the initial hypothesis of the study of the existence of educational spillovers among the municipalities, being found evidences of spatial dependence in the school performance of the municipalities and in the explanatory variables, suggesting that the best specification is given by the SDM.

**Keywords:** Overeducation, Panel Data, Bonus, Teacher's remuneration, Impact Evaluation, Spatial Econometrics.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Salário-hora real (R\$) dos trabalhadores graduados do Estado de São Paulo segundo condição de (mis)match qualificação-ocupação, 2003-2013.	34
Figura 2.2 – Probabilidade de duração do <i>Overeducation</i> segundo o porte do município de trabalho. . . . .	39
Figura 3.1 – Modelo conceitual . . . . .	54
Figura 3.2 – Teste de suporte comum das características observáveis de tratados e controles no período pré-tratamento. . . . .	71
Figura 4.1 – Distribuição da Educação Escolar segundo a proficiência em Português e Matemática . . . . .	93
Figura 4.2 – LISA para Nota de Português . . . . .	97
Figura 4.3 – LISA para Nota de Matemática . . . . .	98

## LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas. . . . .	31
Tabela 2.2 – Incidência (%) da sobre-educação nos graduados do Estado de São Paulo segundo condição de <i>(mis)match</i> qualificação-ocupação, 2003-2013	33
Tabela 2.3 – Salário-hora real (R\$) dos trabalhadores graduados do Estado de São Paulo segundo condição de <i>(mis)match</i> qualificação-ocupação, 2003-2013, ano-base 2003 . . . . .	34
Tabela 2.4 – Resultado das estimações das especificações do modelo da equação salarial por Verdugo e Verdugo (1989) . . . . .	36
Tabela 2.5 – Resultados para Duração do <i>Overeducation</i> . . . . .	40
Tabela 3.1 – Teste de balanceamento entre tratados e controles no período pré-tratamento . . . . .	70
Tabela 3.2 – Estimação do impacto do Programa Escola de Valor sobre a proficiência média dos alunos. . . . .	72
Tabela 3.3 – Estimação do impacto do Programa Escola de Valor sobre a taxa de aprovação dos alunos. . . . .	74
Tabela 3.4 – Estimação do impacto do Programa Escola de Valor sobre a taxa de abandono dos alunos. . . . .	76
Tabela 4.1 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas . . . . .	95
Tabela 4.2 – I de Moran para Matriz de $K$ -vizinhos . . . . .	96
Tabela 4.3 – Teste difuso para os modelos estimados . . . . .	99
Tabela 4.4 – Resultado dos Testes Multiplicadores de Lagrange para os modelos estimados . . . . .	99
Tabela 4.5 – Resultados das estimações do modelo da nota de português . . . . .	101
Tabela 4.6 – Resultados das estimações do modelo da nota de matemática . . . . .	102
Tabela 4.7 – Efeito marginal direto, indireto e total para o modelo da nota de português	104
Tabela 4.8 – Efeito marginal direto, indireto e total para o modelo da nota de matemática . . . . .	105

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>11</b>
<b>2</b>	<b>OVEREDUCATION NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL</b>	<b>12</b>
<b>2.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>12</b>
<b>2.2</b>	<b>Overeducation: justificativas teóricas e evidências</b>	<b>14</b>
2.2.1	Abordagens Teóricas	14
2.2.2	Evidências Empíricas	17
<b>2.3</b>	<b>Estratégia Empírica</b>	<b>21</b>
2.3.1	Especificação do Modelo Econométrico	21
2.3.2	Mensuração da Educação Requerida	25
2.3.3	Análise de Sobrevivência	26
2.3.4	Base de Dados	28
<b>2.4</b>	<b>Resultados</b>	<b>30</b>
2.4.1	Incidência da Sobre-educação	30
2.4.2	Estimações	34
2.4.3	Duração do <i>Overeducation</i>	38
<b>2.5</b>	<b>Considerações Finais</b>	<b>41</b>
<b>3</b>	<b>PROGRAMAS DE BONIFICAÇÃO AOS DOCENTES NO ESTADO DA PARAÍBA – BRASIL: UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA ESCOLA DE VALOR</b>	<b>47</b>
<b>3.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>47</b>
<b>3.2</b>	<b>Programas de Pagamento de Bônus aos Docentes: <i>dos aspectos teóricos à abordagem empírica</i></b>	<b>49</b>
3.2.1	Aspectos teóricos	50
3.2.2	Aspectos empíricos: abordagens à realidade internacional e para o Brasil	55
<b>3.3</b>	<b>Programa Escola de Valor</b>	<b>58</b>
<b>3.4</b>	<b>Metodologia</b>	<b>61</b>
3.4.1	Modelo de Resultados Potenciais	61
3.4.2	Pareamento	63
3.4.3	Método de Diferenças em Diferenças (DD)	66
3.4.4	Fonte dos dados e variáveis utilizadas	68
<b>3.5</b>	<b>Resultados</b>	<b>69</b>
3.5.1	Pareamento	69
3.5.2	Estimações	71

3.5.2.1	Impacto sobre a proficiência média . . . . .	71
3.5.2.2	Impacto sobre a taxa de aprovação . . . . .	73
3.5.2.3	Impacto sobre a taxa de abandono . . . . .	75
<b>3.6</b>	<b>Considerações Finais . . . . .</b>	<b>77</b>
<b>4</b>	<b>TRANSBORDAMENTOS ESPACIAIS DA EDUCAÇÃO NOS MU- NICÍPIOS BRASILEIROS . . . . .</b>	<b>83</b>
<b>4.1</b>	<b>Introdução . . . . .</b>	<b>83</b>
<b>4.2</b>	<b><i>Spillovers</i> Educacionais: Estudos Empíricos . . . . .</b>	<b>84</b>
<b>4.3</b>	<b>Procedimentos Metodológicos . . . . .</b>	<b>87</b>
4.3.1	Análise Exploratória de Dados Espaciais . . . . .	87
4.3.2	Modelos Espaciais . . . . .	89
4.3.3	Base de dados e estatísticas descritivas . . . . .	91
<b>4.4</b>	<b>Resultados . . . . .</b>	<b>96</b>
4.4.1	Análise Exploratória de Dados Espaciais . . . . .	96
4.4.2	Modelos Espaciais . . . . .	98
4.4.3	Efeitos Marginais . . . . .	103
<b>4.5</b>	<b>Considerações Finais . . . . .</b>	<b>105</b>

# 1 INTRODUÇÃO

É amplamente reconhecida a importância da melhoria dos sistemas educativos na promoção de competências técnicas e socioemocionais aos indivíduos e, conseqüentemente, retornos individuais e coletivos à sociedade. Todavia, a melhoria desses sistemas vem se mostrando desafiadora para a sociedade brasileira.

Nesse contexto de busca de melhoria dos sistemas educacionais, a literatura econômica tem concentrado esforços na identificação dos principais determinantes da aprendizagem escolar, e, conseqüentemente, na formulação e avaliação de políticas públicas que logrem níveis adequados de aprendizado aos estudantes.

Conforme Soares (2007), o produto da educação, o aprendizado, é determinado pelos fatores mais próximos do indivíduo, suas características inatas e pelos fatores escola, família e sociedade. Nesse sentido, uma agenda de política cujo objetivo seja a melhoria da qualidade da educação pública deve buscar entender os determinantes da aprendizagem escolar de modo a cumprir os objetivos escolares e pós-escolares dos sistemas educativos que consistem em proporcionar aos estudantes a aquisição de conhecimentos e habilidades que os tornem mais produtivos e gerem externalidades positivas advindas dos retornos individuais e coletivos da educação.

Em vista do contexto educacional brasileiro e estruturada em três ensaios, esta dissertação pretende contribuir com a literatura empírica em economia da educação buscando respostas às problemáticas apresentadas anteriormente por meio da investigação dos determinantes extra e intraescolares da qualidade da educação e do efeito desta sobre o mercado de trabalho. O primeiro ensaio objetiva a análise da incidência e a estimação dos efeitos das incompatibilidades educação-ocupação sobre os rendimentos dos indivíduos com ensino superior do Estado de São Paulo no período 2003-2013, assim como mensurar a duração do fenômeno e seus determinantes.

O segundo ensaio pretende avaliar a política de incentivo aos docentes como estratégia condicionante de melhora do desempenho escolar dos alunos, mais especificamente o impacto de um programa de pagamento de bônus a docentes do Estado da Paraíba: O Programa Escola de Valor. O terceiro ensaio, por sua vez, investiga as externalidades educacionais por meio do estudo da influência do espaço na qualidade da educação nos municípios brasileiros através dos métodos econométrico-espaciais.

## 2 OVEREDUCATION NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL

### 2.1 INTRODUÇÃO

A forte expansão do ensino superior nas últimas décadas é tendência em todo o mundo e vem promovendo uma crescente oferta de trabalhadores graduados. No Brasil, não seria diferente. Os dados do Censo revelam que o percentual de graduados aumentou de 4,4% em 2000 para 7,9% em 2010 (IBGE, 2010). Acontece que estudos empíricos trazem evidências do descompasso entre oferta de qualificação por parte dos trabalhadores e demanda por qualificação por parte das firmas no mercado de trabalho (CAVALCANTI, 2008; CAVALCANTI, CAMPOS e SILVEIRA NETO, 2010; DIAZ e MACHADO, 2008; REIS, 2012; SANTOS, 2002; VAZ, 2013). A maioria dos trabalhos sugerem uma tendência de níveis crescentes de aquisição de educação que não está sendo acompanhado por um mesmo ritmo de demanda por qualificação, levando ao fenômeno da sobre-educação (*overeducation*).

A sobre-educação ocorre quando o nível de educação apresentado pelo indivíduo é superior ao nível requerido para a ocupação exercida. De acordo com McGuinness (2002), a sobre-educação é potencialmente custosa para as empresas e os indivíduos, assim como a nível macroeconômico. O bem-estar social seria reduzido dado que as habilidades dos indivíduos não são totalmente aproveitadas pelas empresas, gerando menor produtividade. Com isso, os recursos públicos destinados à educação sofrem perdas de eficiência. Baixa satisfação no trabalho, maior propensão a abandonar o emprego e maior probabilidade de perdas em investimentos em recrutamento e treinamento são alguns dos problemas advindos da sobre-educação citados na literatura.

Bastante discutido na literatura internacional desde meados de 1970, o fenômeno do *overeducation* só encontrou espaço na literatura brasileira a partir do início da década de 2000. Até o momento, as pesquisas realizadas sugerem a incidência da sobre-educação no mercado de trabalho brasileiro, nas quais os retornos para as condições de *mismatch* corroboram com os resultados internacionais de que a educação requerida pela ocupação é mais bem remunerada que a educação obtida pelo indivíduo, tanto pelo modelo de Duncan e Hoffman (1981) quanto pelo de Verdugo e Verdugo (1989).

Os estudos brasileiros apontam para o aumento nos últimos anos da incidência da sobre-educação, sendo que a incidência varia conforme o tamanho do mercado da região de residência, entre as regiões brasileiras, em que as regiões Sul e Sudeste apresentam as maiores taxas de sobre-educação, além de um maior percentual de sub e sobre-educados no setor privado (CAVALCANTI, 2008; CAVALCANTI, CAMPOS E SILVEIRA NETO, 2010; DIAZ e MACHADO, 2008; REIS, 2012; SANTOS, 2002; SILVA et. al., 2018; VAZ,

2013).

Para Santos (2002), o problema do *overeducation* possui um agravante no Brasil em detrimento de em países desenvolvidos, a sobre-educação pode ser o reflexo da educação de baixa qualidade ofertada no país. Assim sendo, uma provável explicação para a sobre-educação seria que as empresas estariam compensando esse baixo nível educacional dos brasileiros contratando trabalhadores com uma formação superior com vistas a reduzir os custos de treinamento interno.

De acordo com Chevalier e Lindley (2009), o que distingue os sobre-educados dos corretamente alocados é a falta de habilidades não-acadêmicas (de gestão e de liderança) e a ausência dessas habilidades gera penalidades salariais. Além disso, segundo Sicherman e Galor (1990), a falta de habilidades necessárias para ocupar trabalhos que exigiriam maiores competências seria uma explicação provável para a permanência desses indivíduos na condição de sobre-educação.

No entanto, um problema potencial dos estudos existentes é que eles não testam essa hipótese, já que a grande maioria utiliza dados *cross-section* e, caso tal hipótese seja confirmada, as estimativas obtidas nesses estudos estarão viesadas devido à heterogeneidade não-observada dos indivíduos. O controle das características não-observadas torna-se fundamental se a probabilidade de *mismatch* estiver correlacionada com as habilidades inatas do trabalhador (LEUVEN e OOSTERBEEK, 2011).

Utilizando os dados de uma única empresa, Esteves (2009) encontrou evidências similares ao trabalho de Bauer (2002) de que os elevados retornos sobre as incompatibilidades encontrados na literatura são, em grande parte, resultantes do viés de variável omitida, visto que após o controle das características não-observadas dos trabalhadores tais retornos são consideravelmente reduzidos ou, até, não significativos.

Sendo assim, esse estudo se justifica pela contribuição que pretende dar a literatura acerca da sobre-educação através da análise da incidência e da estimação dos efeitos do *overeducation* sobre os rendimentos dos indivíduos com ensino superior utilizando a base de dados em painel RAIS-Migra, considerando que, exceto o trabalho de Esteves (2009), nenhum outro no Brasil adotou tal metodologia.

O objetivo geral deste estudo é analisar a incidência e os efeitos do *overeducation* sobre a renda dos trabalhadores graduados do Estado de São Paulo no período de 2003-2013, controlando para a heterogeneidade não-observada dos indivíduos. Pretende-se ainda mensurar a duração do *overeducation* e os determinantes da duração do fenômeno.

A análise da incidência da sobre-educação aponta para uma taxa de sobre-educação de cerca de 27% no Estado de São Paulo com tendência ao declínio entre 2003-2013. A partir da estimação da equação de rendimentos de Verdugo e Verdugo (1989) por meio do modelo de efeito fixo, os resultados revelaram retornos à sobre-educação negativos, retornos estes que são substancialmente reduzidos quando comparados às estimativas de *cross-section*, sugerindo que os elevados retornos da sobre-educação encontrados na litera-



tura são resultantes do viés de variável omitida. A análise da duração do *overeducation* através da técnica de análise de sobrevivência apontou uma queda na probabilidade de continuar sobre-educado com o passar do tempo e que as características individuais, do emprego, do estabelecimento empregador, espaciais e macroeconômicas determinam a saída do indivíduo da condição de sobre-educado.

Além desta introdução, este capítulo está organizado em mais quatro seções. A seção 2.2 discorre sobre a literatura teórica e empírica acerca das incompatibilidades educação-ocupação. A seção 2.3 se ocupa da descrição dos procedimentos metodológicos adotados. A seção 2.4 analisa os resultados obtidos, e por fim, a seção 2.5 destina-se às considerações finais do estudo.

## 2.2 OVEREDUCATION: JUSTIFICATIVAS TEÓRICAS E EVIDÊNCIAS

Estudos nas últimas duas décadas trazem evidências do descompasso entre oferta de qualificação por parte dos trabalhadores e demanda por qualificação por parte das firmas no mercado de trabalho. A maioria dos trabalhos sugerem uma tendência de níveis crescentes de aquisição de educação que não está sendo acompanhado por um mesmo ritmo de demanda por qualificação, levando ao fenômeno da sobre-educação. A seção seguinte levanta o referencial teórico que trata dessa problemática. Dentre essas teorias encontra-se: a Teoria do Capital Humano, a Teoria do Pareamento, a Teoria da Mobilidade na Carreira, a Teoria da Sinalização, a Teoria da Designação e a Teoria da Competição por Emprego. De maneira geral, o principal fator diferenciador das teorias citadas consiste em atribuir um caráter temporário ou permanente para as condições de incompatibilidades no mercado de trabalho.

### 2.2.1 Abordagens Teóricas

A Teoria do Capital Humano (TCH) situa-se no cerce das teorias que atribuem ao fenômeno das incompatibilidades um caráter temporário (REIS, 2012). A Teoria do Capital Humano pressupõe a produtividade dos indivíduos como função direta do nível de formação adquirido, levando em consideração nesta formação os atributos anos de educação formal, experiência, treinamentos profissionais e, acima de tudo, habilidades.

Dessa forma, a Teoria do Capital Humano possui o foco no lado da oferta, visto que enfatiza que os atributos produtivos do trabalhador determinam o seu desempenho profissional e, conseqüentemente, seu maior nível salarial, em detrimento da demanda por mão-de-obra (BECKER, 1975).

A TCH consiste em uma visão neoclássica embasada na hipótese de que firmas e indivíduos possuem comportamento racional-maximizador. Dessa forma, como bem mencionado por McGuinness (2006), os salários sempre seriam equivalentes ao produto marginal do

trabalhador individual, que, por sua vez, é determinado pelo estoque de capital humano acumulado por meio de educação formal ou experiência de trabalho.

A incidência da sobre-educação e subeducação parece inicialmente inconsistente com tal visão, porém, para admitir essa contradição, a TCH considera as incompatibilidades no mercado de trabalho um fenômeno temporário de vigência apenas no curto prazo, ou seja, significaria apenas uma fase transitória de ajustes no processo de produção e vigoraria enquanto os trabalhadores não encontram um *match* adequado. A inconsistência da ocorrência de sobre-educação e a TCH só existiria se comprovada como fenômeno de longo prazo quando controlados os investimentos individuais em treinamentos e a heterogeneidade de habilidade do trabalhador (MCGUINNESS, 2006).

Algumas prováveis explicações para a existência da sub e sobre-educação segundo a Teoria do Capital Humano estaria na rigidez e restrições no mercado de trabalho e/ou até configuraria uma fase de acúmulo de habilidades por parte dos trabalhadores que proporcionariam rendimentos mais altos futuramente.

Assim como a Teoria do Capital Humano, a Teoria do Pareamento também considera como transitórios as condições de *mismatch* no mercado de trabalho, atribuindo, por sua vez, às informações assimétricas e aos custos de informação a motivação de tais incompatibilidades.

A TCH e a Teoria do Pareamento consideram a permanência do trabalhador na ocupação um indicativo importante da qualidade da combinação qualificação-ocupação. Dessa forma, o trabalhador muito qualificado pode aceitar uma oferta de trabalho menos exigente no quesito qualificação com o único objetivo de revelar sua produtividade, tendo em vista que a tendência observada é de redução da sobre-educação com o aumento do tempo no mercado de trabalho.

Nesse sentido, a principal explicação para a verificação de sobre-educação seria a combinação inadequada, o que aumentaria a probabilidade de mobilidade ocupacional do trabalhador em vista da maior disponibilidade de informação e aperfeiçoamento dos mecanismos de procura de emprego e das agências de emprego (REIS, 2012).

Já a Teoria da Mobilidade de Carreira parte da hipótese de que uma parte do retorno da educação se realiza nas maiores chances de conseguir promoções ou ascensão profissional na firma em que trabalha ou nas demais firmas no mercado. Seguindo uma lógica parecida com a Teoria do Pareamento, admite que o indivíduo pode aceitar temporariamente um emprego com vistas a ganhar mais experiência que lhe confira mais habilidades e probabilidade de obtenção de cargos melhores e mais bem remunerados.

Partindo da ideia que o mercado de trabalho constitui um bom exemplo de mercado com informações assimétricas, a Teoria da Sinalização pressupõe que os ofertantes de mão-de-obra conhecem muito melhor a sua produtividade do que as empresas contratantes. Sendo assim, essa teoria se apresenta como mais um arcabouço fundamentado nas hipóteses de eficiência econômica.

De acordo com o modelo de Spence (1973), a educação é um sinalizador eficiente da produtividade, eliminando o problema de informação assimétrica e seleção adversa no mercado de trabalho. Tal constatação permite também concluir que a aquisição de educação formal é um sinalizador eficiente da produtividade para os trabalhadores, orientando as empresas na contratação de indivíduos com o nível adequado de qualificação, reduzindo os *mismatch* no mercado de trabalho.

Considerando que os custos de educação divergem para os diferentes tipos de trabalhadores, sendo mais altos para os menos produtivos e mais baixos para os mais produtivos, esses últimos acharão interessante a obtenção de níveis maiores de educação com o intuito de sinalizar o seu diferencial de produtividade às empresas, que, por sua vez, entenderão o sinal e os oferecerão níveis mais elevados de remuneração. Mesmo que a informação imperfeita ainda provoque incompatibilidades no mercado de trabalho, tal fenômeno tende a diminuir à medida que o empregador observa efetivamente as habilidades do trabalhador.

Um ponto em desacordo com a teoria da mobilidade da carreira – como bem destacado por Reis (2012) – é que os trabalhadores poderiam não aceitar empregos incompatíveis com seu nível educacional em vista de que a aceitação de tal implicaria em sinalização negativa de sua produtividade.

A Teoria da Competição por Emprego sugere que os indivíduos competem pelas oportunidades de emprego considerando os custos relativos de treinamento requeridos pela ocupação, ao contrário do que supõe a THC de uma concorrência com base na remuneração do trabalho.

A hipótese central do Modelo de Competição por Emprego é que o treinamento no trabalho, e não a educação formal, que confere aos trabalhadores as habilidades necessárias ao desempenho do trabalho. Assim, o produto marginal reside no trabalho e não as características do indivíduo (MCGUINNESS, 2006).

Na literatura, a Teoria da Designação é tida como um meio termo entre a Teoria do Capital Humano e a Teoria da Competição por Emprego discutidas anteriormente. Um ponto interessante é que a condição de sobre-educação é coerente com essa visão teórica em que o produto marginal depende tanto dos fatores individuais quanto do fator trabalho, visto que os salários estão parcialmente relacionados com a escolaridade formal adquirida (Teoria do Capital Humano) e, parcialmente, com a natureza do trabalho (Competição por Emprego) (MCGUINNESS, 2006).

Dessa forma, os modelos de designação atribuem maior relevância ao componente demanda no mercado de trabalho e reconhecem que o equilíbrio de mercado pode ser ineficiente no sentido de levar a uma situação de incorreta alocação qualificação-ocupação dos trabalhadores.

Segundo Reis (2012), o modelo prevê que uma alocação ótima assegura maior satisfação no emprego, ganhos de produtividade e a otimização da renda. Se verificadas alocações inadequadas, a subeducação do trabalhador levará a restrições no desempenho das funções

e, no caso de sobre-educação, haverá restrições decorrentes da ocupação.

## 2.2.2 Evidências Empíricas

Os primeiros estudos empíricos sobre *overeducation* ou *mismatch* surgem a partir de meados de 1970 nos Estados Unidos e Europa e nascem da preocupação com o excesso de oferta de trabalhadores qualificados não absorvida pelo mercado de trabalho (FREEMAN, 1976; HARTOG, 2000; McGUINNES, 2006).

A partir do modelo de rendimentos de Mincer (1974), Duncan e Hoffman (1981) foram os primeiros a derivar um modelo que permitiu comparar os anos de escolaridade adquiridos aos anos de escolaridade requeridos pela ocupação. Tornando-se conhecida como ORU (*Over, Required e Undereducation*), tal especificação mensura os retornos salariais aos anos de escolaridade além (*overeducation*) e aquém (*undereducation*) dos anos de escolaridade requeridos pelo trabalho, bem como da escolaridade requerida (*required*).

A partir do uso de tal metodologia, diversos estudos empíricos chegaram as seguintes regularidades econômicas sintetizadas por Hartog (2000): (i) os retornos à escolaridade requerida pelo trabalho são maiores que os retornos à escolaridade adquirida pelo indivíduo; (ii) os retornos à sobre-educação são positivos, porém menores que os da educação requerida, sendo cerca de metade a dois terços dos retornos à educação requerida pela ocupação; (iii) os retornos à subeducação são negativos e menores do que os retornos à educação requerida e à sobre-educação. (iv) os resultados encontrados independem da medida de escolaridade requerida utilizada.

No final dos anos de 1980, Verdugo e Verdugo (1989) propuseram uma especificação alternativa à de Duncan e Hoffman (1981) introduzindo variáveis *dummy* na equação minceriana para identificar e modelar os indivíduos na condição de sobre-educados e subeducados. Os resultados encontrados pelos trabalhos empíricos que utilizaram tal modelo foram de que os retornos para a sobre-educação são negativos e para a subeducação são positivos, sugerindo que os indivíduos com nível de escolaridade superior (inferior) ao exigido pelo posto de trabalho ocupado ganham menos (mais) do que os indivíduos com mesmo nível de escolaridade que esses, porém exercem ocupações que requerem a escolaridade possuída.

Grande parte dos debates empíricos em torno da mensuração da incidência da sobre-educação e subeducação e dos efeitos das incompatibilidades no rendimento dos trabalhadores centram-se na discussão da consistência, precisão das diversas abordagens e na ausência de controles adequados na equação de rendimentos (MCGUINNESS, 2006).

De acordo com Mincer (1974) os aparentes rendimentos mais baixos dos sobre-educados podem advir de um problema de omissão de variáveis, isto é, da falta de controles devido a não utilização de medidas não-formais de estoque de capital humano. Outro problema citado por Sicherman e Galor (1990) é que uma explicação provável para a permanência dos indivíduos na condição de sobre-educação seria a falta neles de habilidades necessárias

para ocupar trabalhos que exigiriam maiores competências.

Dolton e Vignoles (2000) revelaram que a maioria dos graduados *overeducated* no Reino Unido em 1980 estavam em seu primeiro emprego e que mesmo seis anos após a conclusão do curso, uma grande parte permanecia nesta condição. Os autores também chegaram aos resultados comumente encontrados na literatura de que os indivíduos *overeducated* ganham menos do que seus pares corretamente alocados, corroborando com as regularidades de que o retorno salarial da escolaridade adquirida é menor que o da exigida e dando suporte à teoria da designação em detrimento da interpretação estrita da teoria do capital humano.

Allen e Van der Velden (2001) investigaram o projeto holandês de promoção do ensino superior por meio de entrevistas no final de 1998 aos graduados em 1990.1. Utilizando-se da abordagem do *worker-assessment* (autoavaliação) para mensuração da escolaridade requerida para as ocupações, os resultados mostraram que, ao todo, 50% dos graduados universitários e 56% dos diplomados do ensino profissional superior trabalham em empregos para os quais consideram inapropriados à sua área de formação. Além disso, cerca de 15% dos graduados declararam um grau alto ou muito alto de subutilização de suas habilidades. Os resultados ainda indicaram apenas uma relação fraca entre as incompatibilidades educacionais e de habilidades estando em desacordo com uma das principais premissas da teoria da designação.

Bauer (2002) utiliza dados em painel para investigar se os efeitos das incompatibilidades educação-ocupação sobre os salários na Alemanha permanecem quando considerada a heterogeneidade não-observada dos trabalhadores alemães. A educação requerida foi mensurada através do método *Realized Matches* usando as abordagens da média e da moda. Utilizando a técnica de dados em painel com efeitos fixos, os resultados destoam drasticamente dos geralmente encontrados na literatura, apontando para a redução ou desaparecimento total dos diferenciais de retorno salariais estimados entre indivíduos sobre ou subeducados e indivíduos corretamente alocados quando considerada a heterogeneidade não-observada dos trabalhadores.

Com o objetivo de analisar os determinantes do *overeducation* antes e depois da expansão da educação superior no Reino Unido na década de 1990, Chevalier e Lindley (2009) propuseram três definições alternativas de graduados (compatibilizados, aparentemente sobre-educados e genuinamente sobre-educados) através da abordagem *worker-assessment*. Os autores encontraram que quase não há distinção entre trabalhadores aparentemente sobre-educados e trabalhadores compatibilizados, já o que distingue genuinamente sobre-educados dos demais é a falta de habilidades não-acadêmicas (de gestão e de liderança) que, por sua vez, geram penalidades salariais. Utilizando os resíduos da equação salarial de primeiro emprego como *proxy* das características não-observáveis dos indivíduos, observou-se que a presença dessas habilidades reduz a probabilidade de ser aparentemente e genuinamente sobre-educado e as penalidades sobre o salário.

Morano (2014) analisou os determinantes do *overeducation* em trabalhadores pós-

graduados (mestrado) no mercado de trabalho italiano utilizando dados do *National Labour Force Survey* para o período de 2006 a 2011. Utilizando a abordagem de *Realized Matches* considerando um desvio-padrão acima da média para mensurar a sobre-educação e um modelo *probit* com erros-padrão robustos para estimar a probabilidade de ser *overeducation*, o autor encontrou nos resultados que trabalhadores casados, estrangeiros, da área de ciências humanas, desempregados no ano anterior, empregados de meio período e nos setores agropecuário e industrial tem maior probabilidade de ser sobre-educado. Enquanto as variáveis idade e tamanho da firma são negativamente correlacionadas com a probabilidade de ser sobre-educado.

Com relação à literatura brasileira, somente a partir do início da década de 2000 o fenômeno do *overeducation* encontrou espaço nos estudos nacionais, contudo resultados empíricos interessantes são encontrados.

O estudo de Diaz e Machado (2008) analisa a incidência e retornos da *overeducation* e *undereducation* no Brasil no nível das grandes regiões e São Paulo, considerando também a discriminação por gênero e por grande grupo ocupacional. O trabalho utilizou dados do Censo de 2000 compatibilizados com a Classificação Brasileira de Ocupações 2002, considerando 84 famílias ocupacionais para a análise. Para verificar a incidência das incompatibilidades, foi adotada a metodologia *Job Analysis* e funções de rendimentos ORU para mensuração dos retornos da adequação, subeducação e sobre-educação. Os resultados apontaram a subeducação predominante no Brasil (53%), adequação (28,8%) e sobre-educação (17,3%), sendo que São Paulo apresentou a maior taxa de sobre-educação do país (20%) e também a maior taxa de adequação (30%). Os retornos para a escolaridade requerida foram maiores que os da escolaridade possuída, os retornos da sobre-educação positivos e maiores que os retornos da subeducação.

O estudo de Cavalcanti (2008) parte da estratégia de Nielsen (2007) para determinar a incidência de *overeducation* e *undereducation* no Estado de Pernambuco. Também analisou-se o efeito da diferenciação por gênero, cor/raça, idade. Para identificar as incompatibilidades, foi escolhido o método do *Realized Matches* (RM) ajustado e estimado um modelo *logit* para encontrar os determinantes das incompatibilidades qualificação-ocupação. Como em Reis (2012), a metodologia valeu-se dos microdados da PNAD compatibilizados com a CBO-domiciliar, porém apenas para o ano de 2006.

Para estimar as penalidades econômicas para as condições de *mismatch* foi estimado um modelo expandido da equação de rendimentos de Mincer (1974) baseado em Heckman (1979) para controle do possível viés de interdependência dos resultados na variável dependente. O valor significativo e negativo do coeficiente de Heckman indicou que condições que elevam a empregabilidade diminuem o retorno ao salário e permitiu concluir que esse último modelo é mais robusto que a estimação da equação minceriana simples. Dessa forma, verificou-se um aumento no retorno obtido sobre o salário dos adequadamente educados de 12,1% para 13,4% no modelo de Heckman. Além disso, a condição de sobre-educados

perdeu significância e os subeducados passam de 20,6% para 27,8% de penalidade.

Utilizando dados de registros de funcionários de uma empresa industrial brasileira para os anos de 1996-1998 e utilizando do método *Realized Matches*, Esteves (2009) encontrou evidências similares ao trabalho de Bauer (2002) de que os elevados retornos sobre ORU encontrados na literatura são, em grande parte, resultantes do viés de variável omitida, visto que após o controle da heterogeneidade tais retornos são consideravelmente reduzidos ou, até, não significativos. No caso da especificação de Duncan e Hoffman (1981) a consideração da heterogeneidade eliminou a significância estatística dos retornos sobre ORU e, no caso do modelo de Verdugo e Verdugo (1989) o retorno foi substancialmente reduzido quando comparado às estimativas de *cross-section*.

Com o objetivo de analisar de que forma as variáveis individuais, ocupacionais e espaciais dos trabalhadores brasileiros impactam na probabilidade de *mismatch* no mercado de trabalho, verificar as causas do crescimento e manutenção das incompatibilidades, assim como, estimar os impactos dos *mismatch* sobre os salários dos trabalhadores, Reis (2012) utilizou em seu estudo amostras trienais para o período 1993-2008 extraídas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Reis (2012) optou pela abordagem do *Job Analysis* para mensuração das incompatibilidades e pela estimação dos determinantes através dos modelos *logit* multinomiais. Adotando o modelo de equação de rendimentos indicado por Verdugo e Verdugo (1989) para estimar os efeitos das incompatibilidades sobre os rendimentos dos trabalhadores por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), os principais resultados encontrados indicam que a sobre-educação e a subeducação podem ser parcialmente explicadas pelos fatores espaciais, tais como o tamanho da região de residência, assim como pela condição de migração dos indivíduos.

Vaz (2013) propõe em seu trabalho investigar a evolução da incompatibilidade escolarização-ocupação ao longo do tempo. Para a análise empreendida foram utilizados dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) relativos aos anos de 2006 a 2011 em seis Regiões Metropolitanas (RM's) escolhidas. A análise feita considerou as variáveis setor de atividade, gênero e salário-hora recebido. Os resultados obtidos constataram uma tendência de crescimento no percentual de indivíduos sobre-educados em todas as RM's com o passar dos anos, principalmente na RM de São Paulo em que esse percentual saiu de 34,3% em 2006 e atingiu 40,6% em 2011. A autora encontrou um maior percentual de trabalhadores sobre-educados e subeducados no setor privado - assim como Reis (2012) - e que, em algumas RM's, os subeducados recebem salário-hora superior aos sobre-educados e adequados, resultados estes que se contrapõem a Reis (2012).

Com um olhar diferente sobre a perspectiva, Silva et al. (2018) averiguaram a influência do tamanho do mercado de trabalho sobre a probabilidade de compatibilidade qualificação-ocupação, assim como seus impactos sobre os diferenciais salariais dos indivíduos. Para

cumprir tais objetivos, optou-se pela estimação de um modelo *probit* e um em dados de painel utilizando dados da RAIS. Os autores concluíram que o tamanho do mercado influencia a incidência de *match*, isto é, mercados maiores aumentam a probabilidade de encontrar ocupações adequadas devido à existência de economias de aglomeração nos grandes centros urbanos. Os resultados indicam ainda que o *matching* explica diferenciais salariais.

Annegues et al. (2018) investigaram a influência exercida pela área de formação na probabilidade do graduado ser sobre-educado e no tempo de permanência deste na condição de *mismatch*. A partir da estimação de um modelo *logit* com pareamento através do *Propensity Score Matching* de múltiplos tratamentos e de análise de sobrevivência aos dados de egressos da Universidade Federal da Paraíba, chegaram aos resultados que sugerem que os formados nas áreas de ciências humanas, artes e ciências sociais aplicadas possuem maior probabilidade de se encontrarem na condição de *overeducation*, assim como apresentarem uma menor chance de saírem desta condição durante alguns anos após o término do curso.

## 2.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

### 2.3.1 Especificação do Modelo Econométrico

A decisão de aquisição de mais educação é tida pelo indivíduo como um investimento de longo prazo, no sentido de abrir mão de ganhos presentes por ganhos maiores no futuro.

O modelo padrão da equação de rendimentos de Mincer (1974), que possui suas origens em Becker (1975) e na Teoria do Capital Humano, resume-se na condição de participação do indivíduo na educação até o ponto em que o valor presente do enésimo ano de estudo seja exatamente o custo de obtê-lo.

$$\ln W_i = \delta_a S_i^a + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

onde  $W_i$  é o salário do indivíduo  $i$ ,  $S_i^a$  são os anos de escolaridade,  $X_i'$  trata-se de um vetor das variáveis de controle, incluindo experiência e experiência ao quadrado.  $\delta_a$  é o retorno do nível de escolaridade.

Consistem basicamente em duas as variantes do modelo de Mincer (1974) indicadas na literatura para estimar os efeitos das incompatibilidades escolaridade-ocupação no rendimento dos trabalhadores.

Duncan e Hoffman (1981) decompõem  $S_i^a$  em três variáveis: os anos de educação requeridos para o trabalho ( $S^r$ ); os anos de escolaridade superiores aos anos requeridos ( $S^o$ ) e, os anos de escolaridade inferiores à escolaridade requerida ( $S^u$ ) conforme Equação 2.2 apresentada a seguir:

$$S_i^a = S_i^r + \max(0, S_i^a - S_i^{r'}) - \max(0, S_i^r - S_i^a) \quad (2.2)$$



Considerando que  $S_i^a - S_i^r = S^o$  e  $S_i^r - S_i^a = S^u$  e substituindo a Equação 2.2 na Equação 2.1 têm-se:

$$\ln W_i = \delta_a S_i^r + \delta_o S_i^o + \delta_u S_i^u + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (2.3)$$

em que os parâmetros  $\delta_a$ ,  $\delta_o$  e  $\delta_u$  são os retornos da educação requerida, sobre-educação e subeducação, respectivamente, e permitem estimar os diferentes efeitos sobre os salários.

Como bem destaca Leuven e Oosterbuk (2011), uma característica interessante da Equação 2.3 é que ela permite testar o ajustamento às diversas teorias existentes. Ao impor a restrição  $\delta_r = \delta_o = -\delta_u$  é possível testar estatisticamente se a especificação de Duncan e Hoffman se ajusta melhor aos dados do que a equação padrão de Mincer. Impondo outra restrição como  $\delta_o = \delta_u = 0$  cabe testar se somente a educação requerida pela ocupação é importante para o salário, sendo que tal resultado encontraria respaldo teórico no Modelo de Competição por Emprego.

No modelo da equação minceriana de rendimentos de Duncan e Hoffman (1981) em que a educação é medida em anos de estudo, os sobreeducados estão sendo comparados com pessoas empregados na mesma ocupação que não são sobreeducados e quem tem menos educação. Na maioria dos estudos que utilizam o modelo proposto por Duncan e Hoffman (1981), a sobre-educação mostra-se como geradora de um retorno positivo à educação excedente, porém menor do que o retorno à educação requerida.

A outra variante do modelo de Mincer (1974) é a especificação da equação de rendimentos de Verdugo e Verdugo (1989), que se distingue basicamente em três pontos do modelo de Duncan e Hoffman (1981), sendo eles: i) medição da escolaridade requerida utilizando do método da média; ii) o uso de *dummies* no lugar de anos de sobre-educação/subeducação para distinguir os indivíduos sobre/subeducados; iii) controlam por anos completos de escolaridade em vez de anos de estudo requeridos. A especificação do modelo assume a seguinte forma da Equação 2.4:

$$\ln W_i = \delta_a S_i + \delta_o D_o + \delta_u D_u + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (2.4)$$

em que  $S_i$  é a escolaridade adquirida do indivíduo  $i$ ,  $D_o$  e  $D_u$  são variáveis *dummy* que assumem o valor 1 para representar os indivíduos sobreeducados e subeducados, respectivamente. Obviamente, assumem o valor 0 nos casos em que o indivíduo está corretamente alocado, isto é, possui a educação requerida pela ocupação.  $X$  é um vetor de variáveis de controle e  $\varepsilon$  é o termo de erro.

Na extensão da equação minceriana de rendimentos de Vergugo e Verdugo (1989), em que variáveis *dummy* são usadas, os sobreeducados estão sendo comparados às pessoas com a mesma educação que são adequadamente alocados. Os resultados encontrados nos estudos que utilizam tal modelo estimam geralmente um coeficiente da sobre-educação negativo, sugerindo que sobreeducados ganham menos do que aqueles indivíduos igualmente educados que estão apropriadamente alocados.

O cerne dos debates empíricos acerca da sobre-educação está na precisão e consistência das medidas das diversas abordagens e na falta de controles satisfatórios na especificação da equação salarial. É consenso entre os estudiosos do tema que trabalhadores sobre-educados podem ter níveis de habilidade inferiores aos adequadamente alocados e, que, o excesso de educação formal não implica, necessariamente, que o indivíduo é super-qualificado (ALLEN e VAN DER VELDEN, 2001).

De acordo com Leuven e Oosterbuk (2011), obter estimativas confiáveis da causalidade da sobre-educação sobre os rendimentos dos trabalhadores constitui-se ainda em um grande desafio empírico devido aos problemas de viés de variável omitida e erro de medição. Ainda segundo os autores, nenhum dos dois problemas foi abordado de maneira suficiente na literatura do *overeducation*. Se  $S_i^a$  e  $\varepsilon_i$  da Equação 2.2 forem autocorrelacionados, suas decomposições  $S_i^r$ ,  $S_i^o$  e  $S_i^u$  também serão. Os autores acrescentam que o problema da endogeneidade é agravado no modelo proposto por Verdugo e Verdugo (1981) apresentado na Equação 2.4, visto que as estimativas serão tendenciosas pelos motivos da distribuição não aleatória de indivíduos dos graus de escolaridade completos e também devido à distribuição não aleatória de indivíduos com a escolaridade requerida.

Consistem basicamente em dois os métodos utilizados na literatura para tratar do problema da endogeneidade: o método de variáveis instrumentais e modelos de dados em painel com efeitos fixos. Entretanto, Leuven e Oosterbuk (2011) enfatizam que apesar de ser relativamente simples encontrar instrumentos para a variável anos completos de escolaridade, o método das variáveis instrumentais acaba limitado pela dificuldade de encontrar instrumentos para a escolaridade requerida.

A estratégia de identificação das técnicas de efeitos fixos se baseia nas informações de mudanças de nível educacional e/ou de nível de emprego. Os efeitos fixos partem da hipótese de que as pessoas dificilmente mudam a escolaridade depois de empregadas e que mudanças de emprego são acompanhadas de alterações no nível educacional.

O presente estudo segue a estratégia utilizada pelo trabalho de Bauer (2002) como referência ao propor a estimação da equação de rendimentos de Verdugo e Verdugo (1989)<sup>1</sup> utilizando dados em painel ao nível do indivíduo. De acordo com Greene (2008), a grande vantagem dos dados em painel em relação aos dados de corte transversal é que os primeiros permitem ao pesquisador modelar diferenças entre os indivíduos. Consistindo a unidade de corte transversal em indivíduos, empresas, estados, etc, tende a haver diferenças individuais entre as unidades, logo, o benefício mais notável do uso dos dados em painel é o controle de tais heterogeneidades (BALTAGI, 2005). A estrutura da especificação geral assume a

<sup>1</sup> A decisão de empregar a variante da equação salarial de Mincer (1974) de Verdugo e Verdugo (1984) se deve ao fato da base da RAIS-Migra não disponibilizar a informação dos anos de educação adquiridos pelo indivíduo, mas apenas a informação do maior grau de instrução obtido por ele, dificultando a exatidão no cálculo das variáveis derivadas dessa informação como os anos de sobre-educação ( $S^o$ ) e os anos de subeducação ( $S^u$ ), inviabilizando assim a estimação da variante de Duncan e Hoffman (1981).

forma da Equação 2.5 a seguir:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (2.5)$$

$$y_{it} = x'_{it}\beta + c_i + \varepsilon_{it} \quad (2.6)$$

em que  $x'_{it}$  representa uma matriz de  $K$  variáveis explicativas para o indivíduo  $i$  no tempo  $t$ , exceto o termo de intercepto. A heterogeneidade ou efeito individual é modelado em  $c_i$  onde está contido o termo de intercepto ( $\alpha$ ) e um conjunto de variáveis observadas e não observadas do indivíduos ( $z'_i$ ), sendo essas últimas tomadas como invariantes no tempo  $t$ . Segundo Woodridge (2002), a questão chave envolvendo  $c_i$  é se o mesmo é correlacionado ou não com as variáveis explicativas observadas. De acordo com Johnston e Dinardo (2001), se  $z'_i$  (ou  $c_i$ ) for não-observado e correlacionado com algum  $x_{it}$  e, se isso for negligenciado, o estimador de mínimos quadrados de  $\beta$  será viesado e inconsistente devido ao viés de omissão de variáveis, transformando o modelo na Equação 2.7 abaixo:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2.7)$$

em que  $\alpha_i = z'_i\alpha$ , que inclui todos os efeitos observados e especifica uma média condicional estimada. A técnica de efeitos fixos leva em consideração a heterogeneidade explicitamente por meio de  $\alpha_i$ , que comporta variáveis *dummy* próprias para cada indivíduo  $i$ , permitindo que cada um possua o próprio intercepto. O termo efeitos fixos deriva do fato que o intercepto difere entre os indivíduos, porém o intercepto de cada indivíduo se mantém constante (fixo), ou seja, é invariante no tempo (GUJARATI, 2011). A ideia no trabalho é que o efeito fixo do modelo possa captar as características não observáveis dos trabalhadores invariantes no tempo, mas que tem impacto no salário do trabalhador.

Para permitir que o intercepto varie entre os indivíduos controlando a heterogeneidade entre eles, foi utilizada a técnica das variáveis *dummy* de intercepto diferencial. Para fins dos objetivos do presente estudo, será utilizada a seguinte Equação 2.8 a seguir:

$$\ln W_{it} = \delta_a S_i + \delta_o D_o + X'_{it}\beta + C_i + d_{ano} + d_{ativ} + d_{porte_{estab}} + d_{porte_{mun}} + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

A variável dependente utilizada foi o logaritmo do salário-hora real de cada ano. O vetor  $X'_{it}$  das variáveis controles para as características dos trabalhadores e da sua ocupação comumente utilizado na literatura empírica (idade, experiência, etc). Além das variáveis que foram anteriormente explicadas, foram incorporadas no modelo a variável  $c_i$ , que estima os efeitos fixos dos indivíduos invariantes no tempo que influenciam no seu salário e também variáveis *dummies* dos efeitos fixos do ano ( $d_{ano}$ ), por atividades econômicas ( $d_{ativ}$ ), por porte do estabelecimento ( $d_{porte_{estab}}$ ) e por porte do município ( $d_{porte_{mun}}$ ) visando controlar também por influências macroeconômicas. Pretende-se com o uso das

variáveis *dummy* de porte de município verificar se o tamanho do mercado influencia a incidência de *match* como apontam alguns estudos empíricos que mercados maiores aumentam a probabilidade de encontrar ocupações adequadas (SILVA et al., 2018).

### 2.3.2 Mensuração da Educação Requerida

De acordo com a literatura, para se mensurar as incidências das (in)compatibilidades, antes de tudo, é preciso definir a o nível de escolaridade exigido pela ocupação. Isso se faz por meio de medidas subjetivas, objetivas ou estatísticas. São basicamente três os métodos de mensuração da escolaridade requerida, sendo eles: *Worker Self-assessment*, *Job Analysis* e *Realized Matches*.

- *Worker Self-assessment*: Consiste em uma medida subjetivas caracterizada pelas respostas dos indivíduos quando questionados a respeito da escolaridade mínima requerida para a sua ocupação. A grande vantagem do método é que a autoavaliação permite o aproveitamento de todas as informações relevantes. Entretanto, por se tratar de um método subjetivo, entre as desvantagens estão: possíveis divergências dos níveis medidos de escolaridade requerida a depender da pergunta e do modo como o indivíduo é questionado; os resultados podem apresentar viés de sobreavaliação dos requisitos da ocupação por parte dos trabalhadores visando conferir mais *status* à sua ocupação e, ainda; os trabalhadores podem estar mal informados acerca dos contrafactuais de sua ocupação (LEUVEN E OOSTERBUK, 2011).
- *Job Analysis*: Trata-se de uma medida objetiva que consiste em avaliações realizadas por analistas profissionais. A grande vantagem da medida é que ela é baseada nos requisitos tecnológicos do trabalho. No entanto, essa acaba sendo também uma desvantagem de tal medida já que ela tende a sobre-estimar as incompatibilidades no mercado de trabalho devido à lenta atualização dos cargos e exigências educacionais das ocupações que possuem a tendência de mudarem rapidamente em vista dos dinâmicos requisitos tecnológicos. Outra fragilidade - citada por Leuven e Oosterbuk (2011) - é que o método estabelece um nível fixo de educação requerida, fazendo assim com que a estimativa não tenha a variabilidade necessária.
- *Realized Matches*: Constitui uma medida estatística em que define-se o desvio-padrão em torno da média ou mediana de escolaridade de cada ocupação, sendo que alguns estudos ainda utilizam a moda. Esse método é utilizado visando definir um indivíduo como adequadamente compatível se o possuir o nível “típico” de educação que, por sua vez, é definido considerando uma banda em torno da mediana observada na categoria ocupacional a qual pertence (NIELSEN, 2007). A grande vantagem da abordagem, segundo Nielsen (2007), é que ela não necessita da suposição de simetria, sugerindo uma regra de distribuição que considera o desvio-padrão duplo,

refletindo, dessa forma, uma potencial distribuição assimétrica dos dados. Porém, Leuven e Oosterbuk (2011) considera tal abordagem inferior às demais e salienta que seu uso só pode ser justificado quando não houver possibilidade de aplicação das anteriores. Ele justifica que apesar de se tratar de um método estatístico, a definição do desvio-padrão em torno da média é subjetivo e que tal método reflete, além dos requisitos, o resultado das forças de oferta e demanda.

O presente estudo utilizará a medida do *Job Analysis* tendo em vista que diversos trabalhos empíricos apontam o método como o mais adequado entre os conhecidos na literatura (SANTOS, 2002; DIAZ e MACHADO; 2008, REIS, 2012, ANNEGUES et. al., 2018). Por se tratar de uma medida exógena, a medida do *Job Analysis* permite a evolução da incidência da *over* e *undereducation* ao longo do tempo, fornecendo, assim, evidências do deslocamentos da demanda por trabalho qualificado capturando melhor os requerimentos tecnológicos de uma ocupação, garantindo cumprir um dos objetivos específicos deste trabalho.

### 2.3.3 Análise de Sobrevivência

A técnica de Análise de Sobrevivência consiste em um conjunto de procedimentos estatísticos de análise de dados nos quais a variável de interesse é o tempo até a ocorrência de um determinado evento ou falha, mais denominada de tempo de sobrevivência (KLEINBAUM e KLEIN, 2012; WOODRIDGE, 2002). Por tempo entende-se anos, meses, dias até o evento acontecer e por evento pode ser a morte, incidência de uma doença, recolocação (retorno ao trabalho), etc. de/em algum indivíduo. No presente trabalho, a variável de interesse será o tempo (em anos) decorrido até o trabalhador graduado sair da condição de sobre-educado, ou seja, encontrar um posto de trabalho compatível com sua escolaridade.

Estudos de caso de análise de sobrevivência geralmente sofrem do problema de dados censurados quando não se conhece com exatidão o tempo de sobrevivência para algum(ns) indivíduo(s) da amostra (KLEINBAUM e KLEIN, 2012; GREENE, 2008). Quando o tempo verdadeiro de sobrevivência é menor (maior) ou igual ao tempo de sobrevivência observado têm-se dados censurados à esquerda (direita). No caso deste estudo, ocorre a censura à direita devido à limitação do período de análise do fenômeno do *overeducation* de 2003 a 2013, o que não permite conhecer exatamente o tempo de duração na condição de sobre-educado para aqueles indivíduos que não saíram desse *status* até o ano de 2013. Ademais, a construção de um painel balanceado mitigou o problema de censura devido à perda de trabalhadores da amostra durante o período de estudo, seja por causa morte ou outros diversos fatores.

Na análise de dados de sobrevivência, o arcabouço matemático é dado pela função de sobrevivência,  $S(t)$ , e pela função de risco  $h(t)$ . Denotando  $T$  como uma variável aleatória que representa o tempo de sobrevivência de um dado indivíduo e  $t$  como um

valor específico do tempo  $T$ , segundo Kleinbaum e Klein (2012), a função de sobrevivência  $S(t)$  representa a probabilidade de que  $T$  exceda  $t$ , isto é  $S(t) = P(T \geq t)$ . Na presença de observações censuradas, é necessário um método alternativo para computar a probabilidade de sobrevivência conhecido como estimador de Kaplan-Meier (KLEINBAUM e KLEIN, 2012).

De acordo com Kaplan e Meier (1958), a primeira etapa do estimador requer a ordenação decrescente dos tempos de sobrevivência  $t$  até a ocorrência do evento ou falha  $f$ . A fórmula Kaplan-Meier de probabilidade de sobrevivência pode ser escrita como na Equação 2.9 que segue:

$$\hat{S}(t_{(f)}) = \hat{S}(t_{(f-1)}) \times \hat{Pr}(T > t_{(f)} | T \geq t_{(f)}) \quad (2.9)$$

esta fórmula dá a probabilidade de sobreviver após o tempo anterior de falha  $t_{(f-1)}$ , multiplicado pelo probabilidade condicional de sobreviver passado o tempo  $t_{(f)}$ , dada a sobrevivência até pelo menos o tempo  $t_{(f)}$ . Substituindo a probabilidade de sobrevivência  $\hat{S}(t_{(f-1)})$  pelo produto-limite, isto é, o produto de todas as probabilidades condicionais para os tempos de falha  $t_{(f-1)}$  e anteriores, chega-se à Equação 2.10 a seguir:

$$\hat{S}(t_{(f-1)}) = \prod_{i=1}^{f-1} \hat{Pr}(T > t_{(i)} | T \geq t_{(i)}) \quad (2.10)$$

Como bem mencionado por Greene (2008), a grande vantagem do método de Kaplan-Meier é o fato de tratar-se de uma abordagem não-paramétrica que não exige uma especificação para a função de risco que geralmente é desconhecida pelo pesquisador, além de assumir que os tempos de sobrevivência são independentes e identicamente distribuídos, eliminando a possibilidade de dependência de duração.

A *Hazart Function* ou função de risco  $h(t)$  representa a probabilidade de ocorrência do evento para o indivíduo por unidade de tempo em um pequeno intervalo de tempo,  $t$ , dado que o mesmo já sobreviveu até o tempo  $t$ , representado assim, o oposto da função de sobrevivência. A Equação 2.11 a seguir modela a função de risco:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} t \quad (2.11)$$

Para estimar a relação entre a variável de resposta, a saber, o tempo de sobrevivência do trabalhador na situação de *overeducation*, caracteristicamente censurada, faz-se necessário o uso de um modelo de regressão particular denominado Regressão Cox, derivado por Cox (1972). O modelo matemático é dado pela abordagem de risco proporcional de Cox (1972) expresso em termos do risco no tempo  $t$  para um indivíduo com uma dada especificação para o vetor de variáveis explicativas denotadas por  $X$ , como na Equação 2.12 abaixo:

$$h(t, X) = h_0(t) e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i} \quad (2.12)$$

na qual  $h_0(t)$  é a função de risco *baseline* em que todas as variáveis  $X$ 's são iguais a zero, e o termo  $e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i}$  é o exponencial do somatório de  $\beta_i X_i$  das  $p$  variáveis explicativas  $X$  do modelo.

Os parâmetros do modelo de risco proporcional de Cox podem ser estimados utilizando o Método de Máxima Verossimilhança (MV) a partir da maximização de uma função de probabilidade parcial que considera apenas os indivíduos que sofrem o evento durante o período analisado, isto é, os não-censurados.

Dessa forma, a estimação do modelo de duração do *overeducation* aqui utilizado é obtido de acordo com a Equação 2.13 a seguir:

$$\text{duração\_overeducation} = X\beta \quad (2.13)$$

em que  $X$  é o vetor de variáveis explicativas como sexo, cor, nacionalidade, idade, grau de escolaridade, natureza jurídica da ocupação, tempo de emprego, se está no primeiro emprego, se é emprego temporário, atividade econômica, porte do estabelecimento, porte do município de trabalho e taxa de desemprego.

### 2.3.4 Base de Dados

Para atingir os objetivos propostos, foram utilizados os microdados do Relatório Anual de Informações Sociais – Migração (RAIS-MIGRA) extraído da RAIS e produzido pelo antigo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) que permite o acompanhamento ao longo do tempo da trajetória intersetorial, ocupacional e geográfica dos indivíduos com vínculos de trabalho formal no Brasil por meio do CPF do trabalhador. Na RAIS-MIGRA cada registro representa um trabalhador no estabelecimento em período de tempo determinado, dessa forma, representam fotografias da situação dos trabalhadores ao final de cada ano da RAIS para a série temporal considerada.

A estrutura longitudinal da base apresenta a vantagem de mostrar a situação de cada trabalhador ao final de cada ano da série temporal através das suas características (raça, sexo, grau de instrução, idade), do estabelecimento empregador (porte, classificação da atividade, natureza jurídica) e do vínculo empregatício (tipo de admissão, escolaridade requerida, salário nominal, tempo de emprego, tipo de vínculo, etc).

No que se refere ao vínculo empregatício, uma vantagem adicional da RAIS-MIGRA é que, a partir de 2003, ela traz a informação da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) do posto de trabalho exercido, possibilitando a definição da escolaridade requerida segundo o método de *Job Analysis* (JA). Segundo o Ministério do Trabalho e Emprego (2010), a ocupação é a agregação de empregos ou situações de trabalho similares quanto às funções exercidas. Para isso, na sua estrutura, a CBO 2002 agrega os empregos por habilidades cognitivas exigidas no exercício de uma área profissional. O nível mais agregado da CBO 2002 são os grandes grupos, agregados por nível de competência e similaridade

nas atividades executadas formando 10 conjuntos. Por sua vez, o nível mais desagregado constitui os 607 grupos de base ou famílias ocupacionais, agregadas pela formação acadêmica, experiências e condições gerais de trabalho comuns ao exercício das 2.511 ocupações.

Visando delimitar a análise para o objetivo do estudo, da CBO 2002 foram identificadas por meio de uma *dummy* na RAIS-MIGRA as 148 famílias ocupacionais que requerem formação superior. Em seguida, para identificar os indivíduos com nível superior, foi criada uma *dummy* em que foi atribuído valor 1 sempre que o trabalhador apresente nível de escolaridade igual ou maior ao superior (graduados, mestres ou doutores) e 0, caso contrário. Dado o objetivo do estudo de analisar a incidência do *overeducation* em indivíduos de nível superior, considerou-se apenas os trabalhadores com formação de ensino superior na amostra.

Considerando que o estudo tem o interesse em analisar a incidência dos indivíduos de nível superior ocupados em cargos que requerem menos escolaridade que a possuída, portanto, apenas dos indivíduos ocupados, a amostra considerou apenas os indivíduos com vínculo empregatício ativo em 31 de dezembro de cada ano na RAIS. Contudo, ocorre que ao registrar ao final de cada ano para cada trabalhador todos os seus vínculos ativos, pode ocorrer de um mesmo trabalhador ser registrado mais de uma vez por ano na base. Para tratar esses casos, considerou-se apenas o vínculo correspondente ao maior salário médio anual e ao maior número de horas trabalhadas dentre aqueles relacionados ao mesmo indivíduo naquele ano visando considerar para fins de análise a sua fonte de trabalho principal.

O corte amostral escolhido para o estudo foram os indivíduos com nível superior e com vínculo ativo no mercado de trabalho formal do Estado de São Paulo no período entre os anos de 2003 e 2013. O Estado de São Paulo foi escolhido por possuir o maior mercado de trabalho formal entre os estados brasileiros caracterizado pela grande oferta de vagas e diversidade de ocupações, além de um maior percentual de trabalhadores com nível de educação superior viabilizando a análise empreendida na pesquisa em termos do tamanho amostral.

Foram selecionados apenas os trabalhadores que mantiveram os vínculos formais ativos entre 2003 e 2013, não considerando aqueles que se formaram após 2003. Esse corte amostral possui a desvantagem de tender a subestimar a incidência da sobre-educação no período, porém permite trabalhar com um painel balanceado de indivíduos. Além disso, a amostra foi restrita àqueles trabalhadores com idade entre 20 e 64 anos, visando considerar apenas indivíduos com nível superior completo e em idade ativa.

Foram identificados os indivíduos na condição de *overeducated* e os mesmos foram acompanhados durante o referido período. Dessa forma, a RAIS MIGRA traz, inegavelmente, um avanço significativo aos estudos sobre a relação entre o mercado de trabalho e a educação, como para o presente estudo, permitindo identificar se um indivíduo *i* ocupa/ocupou um posto de trabalho no qual a escolaridade requerida é/era incompatível



com a escolaridade que possui/possuía, isto é, mensurar a incidência de *overeducation* em São Paulo e a sua implicação para o salário dos trabalhadores.

Após mensurada a incidência da sobre-educação, prosseguiu-se para estimação da equação salarial. Como dito anteriormente, a variável dependente utilizada foi o logaritmo da remuneração média por hora trabalhada de cada ano, deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). O vetor das variáveis controle para as características dos trabalhadores e da sua ocupação foi composto por: idade, idade ao quadrado, além de criadas e utilizadas variáveis *dummy* de primeiro emprego, emprego temporário, setor público, setor de atividade (Agricultura e Pesca, Indústria de Transformação, Construção Civil, Comércio e Serviços), porte do município (Pequeno Porte, Médio Porte, Grande Porte e Região Metropolitana) e ano para captar influências macroeconômicas no modelo, visto que, como observado anteriormente, essas são variáveis comumente utilizadas na literatura empírica.

## 2.4 RESULTADOS

### 2.4.1 Incidência da Sobre-educação

A amostra considerada para o estudo é composta por 242.186 indivíduos com idade entre 20 e 64 anos com nível de educação superior e com vínculo ativo no mercado de trabalho formal do Estado de São Paulo no período entre os anos de 2003 e 2013, perfazendo um total de 2.421.860 observações.

A Tabela 2.1 a seguir apresenta algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo visando descrever a amostra dos trabalhadores compatibilizados e a amostra de trabalhadores sobre-educados em termos de suas características, do estabelecimento empregador e do vínculo empregatício.

Tabela 2.1 – Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas.

	Amostra Compatíveis	Amostra Overeducated
Variáveis Contínuas	Média	
Idade	40,78	38,94
Quantidade de horas trabalhadas (horas semanais)	37,52	39,36
Tempo de emprego (meses)	111,61	111,45
Remuneração média (R\$)	5.644,06	4.419,30
Variáveis Categóricas	Categorias (%)	
Sexo		
0-Feminino	60,67	55,54
1-Masculino	39,33	44,46
Cor		
0-Não Brancos	5,39	8,93
1-Branca	53,97	71,23
Nacionalidade		
0-Imigrantes	0,86	0,54
1- Brasileiros	99,14	99,46
Escolaridade		
0-Graduação	97,82	99,52
1-Mestrado	0,85	0,28
2-Doutorado	1,33	0,20
CBO 2002		
0- Membro das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares	0,00	0,00
1- Membros Superiores do Poder Público, Dirigentes e Organizações de Interesse Público e de Empresas, Gerentes	16,70	0,89
2- Profissionais das Ciências e das Artes	60,92	0,65
3- Técnicos de Nível Médio <sup>1</sup>	21,86	35,60
4- Trabalhadores de Serviços Administrativos	0,49	51,10
5- Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio de Lojas e Mercados	0,00	7,15
6- Trabalhadores Agropecuários, Florestais e da Pesca	0,00	0,16
7- Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços Industriais	0,00	2,26
8- Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços Industriais	0,03	1,27
9- Trabalhadores de manutenção e reparação	0,00	0,91
Natureza Jurídica		
0- Administração Pública	51,21	27,94
1- Entidades Empresariais	38,27	64,02
2- Entidades sem fins lucrativos	10,40	7,67
3- Pessoas físicas	0,12	0,38
4- Organizações Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais	0,01	0,01
CNAE 2.0		
0- Agropecuária e Pesca	0,25	0,39
1- Indústria	12,98	19,52
2- Construção Civil	0,72	0,73
3- Comércio	3,26	4,81
4- Serviços	82,79	74,55

Porte do Estabelecimento <sup>2</sup>		
0-Microempresa	4,85	11,56
1-Empresa Pequeno Porte	11,09	19,93
2- Empresa Médio Porte	10,40	14,19
3-Empresa Grande Porte	73,66	54,33
Primeiro Emprego		
0- Não	99,51	99,47
1- Sim	0,49	0,53
Emprego Temporário		
0- Não	99,97	99,94
1- Sim	0,03	0,06
Porte do Município de Trabalho <sup>3</sup>		
0- Pequeno Porte (até 50.000 hab.)	5,97	7,68
1- Médio Porte (de 50.000 a 100.000 hab.)	3,54	5,36
2- Grande Porte (de 100.001 a 900.000 hab.)	26,06	35,21
3- Metr�pole (maior de 900.000 hab.)	64,43	51,75

---

Fonte: Elabora o pr pria a partir dos dados da RAIS.

No que diz respeito  s caracter sticas socioecon micas dos trabalhadores graduados, em m dia t m-se tanto a amostra dos trabalhadores compatibilizados quanto a dos trabalhadores na situa o de *overeducation* predominantemente composta por mulheres, 60,67% e 55,54%, respectivamente, resultado que confirma o apontado pela literatura que explica o maior percentual de sobre-educa o entre as mulheres devido a maior m dia de anos de estudo e   discrimina o no mercado de trabalho que acarreta maiores probabilidades de *mismatch* para o sexo feminino.

Em rela o   idade, a m dia para os indiv duos *overeducated*   menor que a dos indiv duos compat veis, sendo cerca de 39 anos para os primeiros e 41 anos para os  ltimos, o que pode ser explicado pelo fato de os mais jovens possuirem menos experi ncia e, com isso, maior probabilidade de ainda n o ter encontrado um *match* adequado, correla o negativa entre idade e probabilidade de ser sobre-educado tamb m verificada em outros estudos emp ricos (MORANO, 2014). Al m disso, a amostra dos indiv duos sobre-educados   composta, em maior n mero, de indiv duos do sexo feminino, da cor branca, de brasileiros e que possuem a gradua o como n vel mais alto de educa o formal.

Quanto ao sal rio, os trabalhadores graduados compatibilizados ganham, em m dia, mais do que os trabalhadores sobre-educados, sendo o sal rio nominal de R\$ 5.644,06 e R\$ 4.419,30, respectivamente. Entretanto, apesar de ganharem menos, s o os trabalhadores sobre-educados que trabalham mais. Em m dia, s o 39,36 horas semanais de trabalho

<sup>1</sup> A raz o de haver um percentual consider vel de indiv duos compatibilizados no Grande Grupo Ocupacional 3-T cnicos de N vel M dio, que tipicamente compreende ocupa es de n vel m dio,   a particularidade da Fam lia Ocupacional 3312-Professores de n vel m dio do ensino fundamental que,   assim chamada pelo fato de que at  2006, a forma o exigida tratava-se do magist rio, por m, a partir de 2007, passa a exigir n vel superior. Dessa forma, tal percentual representa professores graduados que pertencem a essa fam lia ocupacional, sendo portanto trabalhadores compatibilizados.

<sup>2</sup> A classifica o do porte dos estabelecimentos adotada se baseou no crit rio de classifica o definido pelo IBGE segundo atividade econ mica e o n mero de empregados do estabelecimento.

<sup>3</sup> A classifica o do porte dos munic pios foi definida de acordo com o estabelecido pelo Censo IBGE 2010.

em comparação às 37,52 horas semanais dos trabalhadores compatibilizados. Em relação à experiência de trabalho, o tempo de emprego de compatibilizados e *overeducated* se assemelham, possuindo ambos em média 9 anos e 4 meses na ocupação.

Quanto à ocupação, a maioria dos trabalhadores compatibilizados, 60,92%, pertencem ao grande grupo ocupacional dos Profissionais das Ciências e das Artes, grupo este que exige o maior nível de competência da CBO 2002, dada a complexidade das atividades exercidas e exigência de escolaridade, enquanto a maioria dos sobre-educados se encontra empregada no grupo ocupacional dos Trabalhadores de Serviços Administrativos.

Quanto à natureza jurídica das ocupações, observa-se um maior percentual de graduados compatibilizados no setor público (51,21%) e de sobre-educados no setor privado (64,02%), mostrando-se de acordo com os resultados obtidos nos estudos de Vaz (2013) e Reis (2012). Uma hipótese que poderia explicar esse resultado é que no Estado de São Paulo, por ter uma oferta de emprego elevada, o incentivo à sobre-educação no setor público seja amenizado pela vasta oferta de vagas no setor privado, o que não aconteceria, por hipótese, em outros estados com o mercado de trabalho menos aquecido.

No que se refere às características do estabelecimento empregador, tanto na amostra de compatibilizados quanto na de *overeducated*, a maioria dos trabalhadores está ocupada no setor de serviços, em Empresas de Grande Porte e em estabelecimentos localizados na Região Metropolitana de São Paulo, sendo estes percentuais maiores para os indivíduos compatibilizados em relação aos sobre-educados. Ademais, um maior percentual de sobre-educados está ocupado em admissões de primeiro emprego e de caráter temporário na comparação com os indivíduos compatibilizados.

Depois de caracterizada a amostra considerada no estudo, buscou-se analisar a incidência da sobre-educação nos indivíduos graduados do Estado de São Paulo no decênio de 2003 a 2013. Como pode-se observar pela Tabela 2.2 a seguir, o percentual de indivíduos compatíveis em relação à qualificação-ocupação se mostra superior ao percentual de sobre-educados no Estado de São Paulo no período analisado. Os dados revelam ainda que a incidência da sobre-educação se encontra na média de 27% ao ano, apresentando uma tendência de declínio no referido período, percentual superior ao encontrado no estudo de Diaz e Machado (2008) de cerca de 20% de sobre-educados em 2000 e inferior à média de 38% ao ano encontrada por Vaz (2013) para o período de 2006-2011 na RM de São Paulo.

Tabela 2.2 – Incidência (%) da sobre-educação nos graduados do Estado de São Paulo segundo condição de *(mis)match* qualificação-ocupação, 2003-2013

Condição <i>Mis(match)</i>	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Sobre-educados	29,96	29,95	29,06	27,67	27,36	26,83	26,19	26,01	25,11	24,95
Compatíveis	70,04	70,05	70,94	72,33	72,64	73,17	73,81	73,99	74,89	75,05

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS (2003-2013).

Quanto à relação entre as incompatibilidades qualificação-ocupação e o salário, a Tabela

2.3 e a Figura 2.1 a seguir demonstram que os sobre-educados obtiveram salário-hora real médio inferior ao dos indivíduos empregados em ocupações que requerem o mesmo nível de educação que possuem, de ensino superior. Tal resultado dá indícios que se mostram de acordo com as regularidades econômicas encontradas nos estudos empíricos de que os retornos à escolaridade requerida pelo trabalho são maiores que os retornos à escolaridade adquirida pelo indivíduo e de que os retornos à sobre-educação são negativos.

Tabela 2.3 – Salário-hora real (R\$) dos trabalhadores graduados do Estado de São Paulo segundo condição de *(mis)match* qualificação-ocupação, 2003-2013, ano-base 2003

Condição <i>Mis(match)</i>	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Sobre-educados	13,03	14,36	13,97	16,23	17,14	18,06	18,87	19,44	19,75	20,44
Compatíveis	16,49	17,35	18,19	20,65	21,70	23,39	24,25	25,59	26,85	27,71

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS (2003-2013).

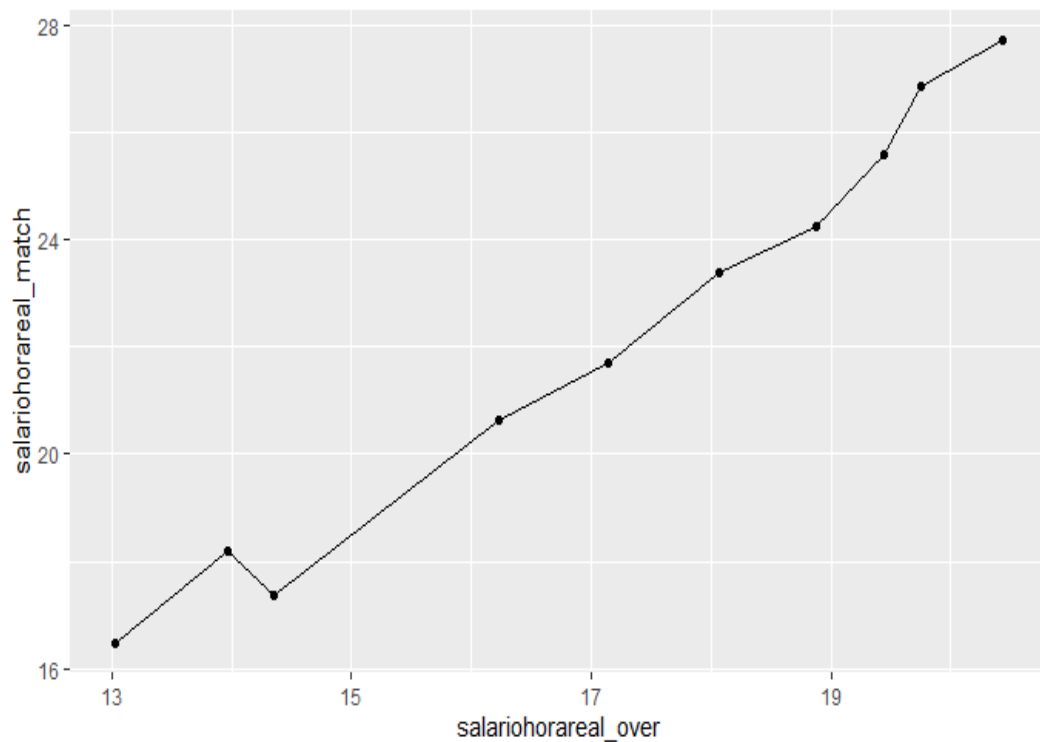


Figura 2.1 – Salário-hora real (R\$) dos trabalhadores graduados do Estado de São Paulo segundo condição de *(mis)match* qualificação-ocupação, 2003-2013.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS (2003-2013).

## 2.4.2 Estimações

A Tabela 2.4 a seguir apresenta os resultados da estimação da equação salarial na especificação de Verdugo e Verdugo (1989) por meio dos modelos *pooled*, de efeito fixo e de efeito aleatório. Para verificar qual a especificação mais adequada para estimação da

equação salarial, foram feitos os seguintes testes: Teste de Chow; Teste de Breusch-Pagan e o Teste de Hausman.

O teste de agrupamento dos dados de Chow rejeita a hipótese nula de que o modelo *pooled* é o mais adequado, indicando que o modelo de efeito fixo está mais bem ajustado aos dados. O teste de Breusch-Pagan rejeita a hipótese nula de que a forma *pooled* é a mais adequada, indicando que o modelo de efeito aleatório é mais adequado que o modelo de dados agrupados. A significância estatística do teste de Hausman conclui pela rejeição da hipótese nula de que o melhor modelo é o modelo de efeito aleatório, considerando assim a estimação por efeito fixo mais adequada para a equação salarial dentre todos os modelos estimados, comprovando a hipótese inicial do estudo de que as heterogeneidades individuais influenciam o salário do trabalhador e que ignorar tal efeito ocasiona o viés de variável omitida, tornando as estimativas de *cross-section* inconsistentes.

Ademais, os modelos foram estimados utilizando erros-padrão robustos de Newey-West (1987) segundo método de Arellano (1987) conforme indicado por Wooldridge (2002) quando os resíduos do modelos de dados em painel são heterocedásticos, autocorrelacionados e não apresentam normalidade como observado nos testes de Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey e Jarque-Bera.

Tabela 2.4 – Resultado das estimações das especificações do modelo da equação salarial por Verdugo e Verdugo (1989)

Variáveis	<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
	Coef.	Coef.	Coef.
	(dp)	(dp)	(dp)
Intercepto	0,08*** (0,01)	-	2,18*** (0,01)
<i>overeducation</i>	-0,26*** (0,001)	-0,05*** (0,0009)	-0,07*** (0,0008)
idade	0,08*** (0,0004)	0,06*** (0,001)	0,08*** (0,0004)
idade <sup>2</sup>	-0,0007*** (0,000005)	-0,0007*** (0,000003)	-0,0007*** (0,000003)
primeiro_emprego	-0,03*** (0,006)	-0,10*** (0,004)	-0,10*** (0,004)
emprego_temporario	-0,28*** (0,02)	-0,12*** (0,01)	-0,12*** (0,01)
setor_publico	-0,55*** (0,001)	-0,13*** (0,003)	-0,24*** (0,002)
mun_mporte	0,16*** (0,003)	0,002 (0,004)	0,03*** (0,004)
mun_gporte	0,29*** (0,002)	0,02*** (0,003)	0,07*** (0,003)
mun_rm	0,37*** (0,002)	0,02*** (0,003)	0,09*** (0,003)
industria	0,22*** (0,009)	0,04*** (0,005)	0,05*** (0,005)
construcao	0,05*** (0,01)	0,10*** (0,005)	0,09*** (0,006)
comercio	0,008 (0,009)	0,01** (0,005)	0,004 (0,005)
servicos	-0,04*** (0,009)	-0,006 (0,005)	-0,01*** (0,005)
epp	0,23*** (0,002)	0,03*** (0,001)	0,05*** (0,001)
emp	0,43*** (0,002)	0,07*** (0,002)	0,09*** (0,002)
egp	0,52*** (0,002)	0,08*** (0,002)	0,11*** (0,002)
<i>Dummies</i> de Tempo	Sim	Sim	Sim
R <sup>2</sup>	0,25	0,37	0,35
R <sup>2</sup> <i>ajustado</i>	0,25	0,30	0,35
F <sub>(17,2.179.656)</sub>	31.934,8***	71.209,4***	1.315.900***

Chow <sub>(242.185,2.179.649)</sub>	58.532***
Breusch-Pagan	7.567.368***
Teste de Hausman	85.481***
Breusch-Pagan	55.591***
Breusch-Godfrey	63.723***
Jarque-Bera	17.280.411***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS (2003-2013).

Nota: \*Estatisticamente significativa a 10%; \*\*Estatisticamente significativa a 5%; \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%

Os sinais observados dos coeficientes das covariadas foram os esperados, isto é, estão de acordo com a literatura teórica. A variável anos de estudo presente na variante de Mincer (1974) de Vergugo e Verdugo (1989) foi suprimida do modelo por apresentar pouca variabilidade devido à restrição imposta na amostra com respeito ao nível de escolaridade dos trabalhadores, a saber, considerou-se apenas indivíduos com nível de escolaridade superior e, também, por não observar-se diferença em termos de ajuste do modelo na sua presença ou não.

O coeficiente da *dummy* de sobre-educação revelou-se significativo estatisticamente e negativo em todos os modelos estimados, denotando que os trabalhadores sobre-educados ganham menos do que aqueles indivíduos igualmente educados, mas que estão corretamente alocados, resultado similar ao encontrado em outros estudos que utilizam a especificação de Verdugo e Verdugo (BAUER, 2002; ESTEVES, 2009; REIS, 2012).

Além disso, o coeficiente da sobre-educação significativo e inferior no modelo de efeito fixo quando comparado aos modelos *pooled* e de efeito aleatório está de acordo com os resultados encontrados por Bauer (2002) e Esteves (2009) de que os elevados retornos da sobre-educação encontrados na literatura são, em grande parte, resultantes do viés de variável omitida, dado que após o controle da heterogeneidade individual tais retornos são substancialmente reduzidos quando comparados às estimativas de *cross-section*.

Os coeficientes das variáveis de controle de idade e idade ao quadrado apresentaram os sinais conforme apontado pela literatura, sendo o primeiro positivo e o segundo negativo, indicando que o salário real tende a crescer com a idade do trabalhador, porém a taxas decrescentes. A significância estatística e os sinais positivos dos coeficientes das *dummies* de tempo modelam os efeitos macroeconômicos como, por exemplo, o efeito da redução da taxa do desemprego do Estado de São Paulo sobre o aumento do salário real no período, que caiu de 14,08% em 2003 para 5,88% em 2013, relação inversa entre desemprego e salário já observada na literatura (CHEVALIER e LINDLEY, 2009; MORANO, 2014).

No que se refere à relação entre o tempo de experiência e o salário, os coeficientes das *dummies* de primeiro emprego e emprego temporário observados se mostraram de acordo com o esperado, indicando que tais condições de trabalho implicam menores salários e comprovam empiricamente a relação positiva entre experiência e rendimento.

Quanto à relação entre a natureza jurídica e salário, o coeficiente da *dummy* de emprego



no setor público apresentou sinal negativo, sugerindo que empregados no setor público recebem, em média, salários menores do que os trabalhadores empregados nas demais áreas.

O parâmetro da variável *dummy* de Região Metropolitana (RM) do Estado São Paulo mostrou-se significativo estatisticamente e positivo, sugerindo, conforme já esperado, que trabalhadores dos municípios que compreendem à RM de São Paulo recebem maiores salários que trabalhadores dos municípios de menor porte. Tal resultado já era esperado, visto que, aglomerações urbanas como as RM's possuem características de mercado de trabalho destoantes das demais localidades, como informações simétricas, maior oferta de trabalho, etc, provando a veracidade dos resultados de Silva et al. (2018) que também apontaram que mercados maiores aumentam a probabilidade de *match* e, conseqüentemente, geram salários maiores.

Em relação ao efeito das atividades econômicas no salário, foi observada a significância estatística dos coeficientes das *dummies* de atividade econômica em todos os modelos estimados, exceto para a *dummy* de comércio no modelo de dados agrupados. O sinal negativo do coeficiente do setor de serviços reflete os baixos salários reais pagos na média pelo setor terciário na comparação com os demais setores no período, exceto com o setor de agropecuária e pesca, embora seja o que mais ocupa trabalhadores em São Paulo.

Ademais, foram ainda incorporadas no modelo *dummies* de porte dos estabelecimentos empregadores. Ambos coeficientes das *dummies* de empresa de pequeno porte (epp), médio (emp) e grande porte (egp) foram significativos e positivos nos modelos estimados. Contudo, o valor do coeficiente de egp se destaca frente aos demais pela sua magnitude, sugerindo que indivíduos ocupados em empresas de grande porte tendem a ganhar maiores salários do que os empregados em empresas de menor porte, como também aponta os resultados obtidos por Morano (2014), visto que nas empresas de maior porte há processos de recrutamento mais eficientes que permitem um melhor *match* entre qualificação-ocupação dos seus trabalhadores possível devido a maior divisão do trabalho, maior especialização da mão-de-obra, dentre outros diversos fatores que promovem melhor aproveitamento das habilidades individuais, produtividade do trabalho e maiores salários.

### 2.4.3 Duração do *Overeducation*

Conforme descrito anteriormente, a análise de sobrevivência apoia-se na função de sobrevivência e no modelo de risco proporcional para estimar a probabilidade de sobrevivência e os determinantes da probabilidade de saída do indivíduo do estado inicial, respectivamente. A função de sobrevivência obtida por meio do estimador não-paramétrico de Kaplan-Meier é exposta na Figura 2.2 abaixo:

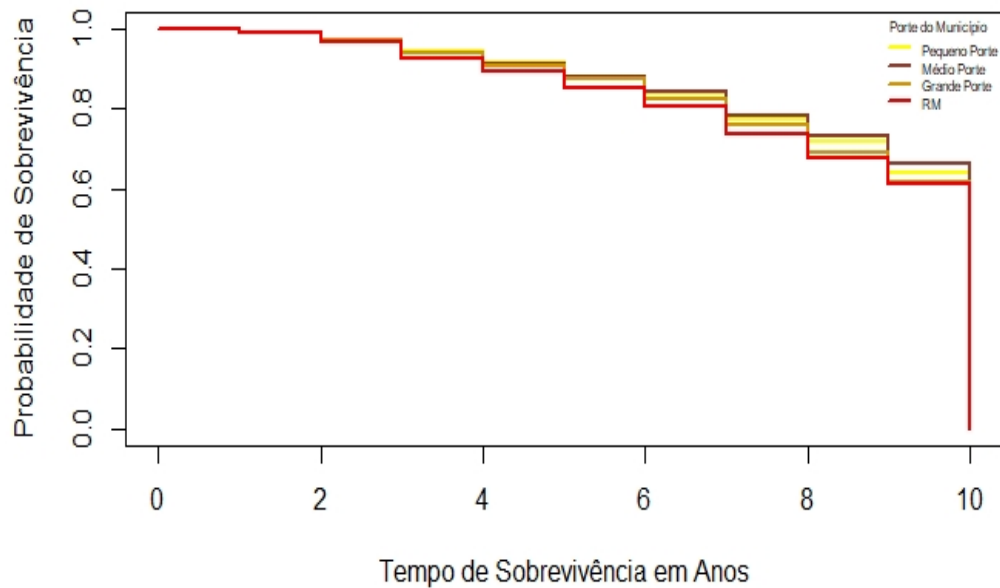


Figura 2.2 – Probabilidade de duração do *Overeducation* segundo o porte do município de trabalho.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS (2003-2013).

Na Figura 2.2 acima, a probabilidade de permanecer na condição de sobre-educado foi condicionada ao porte do município de trabalho do indivíduo com o intuito de analisar como o tamanho do mercado de trabalho influencia a chance de continuar com um *match* qualificação-ocupação inadequado.

Como pode-se observar, até o 3º ano da série (2007) a probabilidade de continuar sobre-educado é similar para todos os indivíduos independentemente do porte do município de trabalho. No entanto, a partir do 3º ano os indivíduos que trabalham na Região Metropolitana de São Paulo apresentam uma probabilidade menor de continuarem *overeducation* na comparação com aqueles que trabalham em municípios de pequeno, médio e grande porte que possuem, por sua vez, uma probabilidade maior de permanecerem sobre-educados.

Adicionalmente, foi estimado o modelo de regressão Cox e analisados os fatores determinantes da saída dos indivíduos da situação de *overeducation*, apresentados na Tabela 2.5 a seguir:

Tabela 2.5 – Resultados para Duração do *Overeducation*

Variáveis	Coefficiente (desvio-padrão)
homens	0,05*** (0,003)
nao_branco	-0,01*** (0,003)
estrangeiro	0,19*** (0,02)
idade	-0,008*** (0,0002)
mestrado	0,36*** (0,03)
doutorado	0,43*** (0,03)
setor_publico	-0,20*** (0,004)
tempo_emprego	-0,001*** (0,00002)
primeiro_emprego	0,08*** (0,02)
emprego_temporario	0,58*** (0,05)
industria	0,11*** (0,02)
construcao	-0,03 (0,03)
comercio	0,14*** (0,02)
servicos	0,07*** (0,02)
epp	0,10*** (0,005)
emp	0,19*** (0,005)
egp	0,23*** (0,005)
mun_mporte	-0,04*** (0,007)
mun_gporte	0,007 (0,005)
mun_rm	0,05*** (0,005)
tx_desemprego	0,007*** (0,0005)

Dummies CBO 2002	Sim
R <sup>2</sup>	0,69
Score (Logrank) Test	46.601*** (df=30)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS (2003-2013).

Nota: \*Estatisticamente significativa a 10%;

\*\*Estatisticamente significativa a 5%;

\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%

As estimativas da Tabela 2.5 a seguir mostram que as características individuais (sexo, cor, nacionalidade, idade e escolaridade), as características do emprego como a (experiência, tipo de admissão e natureza jurídica), as características do estabelecimento empregador como a (atividade econômica, porte e o município de localização) e as condições macroeconômicas (desemprego) são os determinantes da duração do *overeducation*, pois apresentam coeficientes estatisticamente significantes.

Quanto às características individuais, ser homem, estrangeiro e pós-graduado (mestrado ou doutorado) contribui positivamente com a probabilidade de saída da condição de sobre-educação, enquanto ser não-branco e mais velho reduz as chances de sair dessa situação.

No que se refere às características do trabalho, o tempo de emprego e trabalhar no setor público afetam negativamente a probabilidade de sair da sobre-educação. Entretanto, estar num primeiro emprego e num emprego temporário favorece à saída do *overeducation*.

Em relação ao estabelecimento empregador, estar ocupado em uma empresa dos setores industrial, de comércio e de serviços e de porte maior do que uma microempresa aumenta as chances de conseguir uma ocupação com melhor *match* com sua escolaridade.

Já no que diz respeito às características espaciais, o fato de trabalhar em uma empresa localizada em municípios de médio porte reduz a probabilidade dos indivíduos de deixar de ser sobre-educado, enquanto trabalhar na região metropolitana do estado eleva as chances de saída do indivíduo do *overeducation*, corroborando com o resultado observado anteriormente na Figura 2.2 e com o que é apontado pela literatura que espera *matches* mais adequados nas grandes aglomerações urbanas como conclui Silva et al. (2018) em seu estudo.

E, por último, foi observada uma relação positiva entre a taxa de desemprego e a probabilidade de saída da condição de *overeducation* diferente do observado na literatura empírica como no estudo de Annegues et al. (2018) que encontrou uma relação inversa entre desemprego e as chances de saída desse *status*.

## 2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo central deste estudo consistiu em analisar a incidência e os efeitos do *overeducation* sobre os rendimentos dos trabalhadores graduados do Estado de São Paulo

no período de 2003-2013. Ademais, também objetivou-se analisar a duração do fenômeno e seus determinantes.

Para atingir os objetivos propostos, foram utilizados os microdados da RAIS-MIGRA que permite o acompanhamento dos indivíduos ao longo do tempo por meio do CPF do trabalhador. Inicialmente, visando analisar a incidência da sobre-educação nos graduados, utilizou-se da abordagem *Job Analysis* para mensurar a escolaridade requerida a partir das informações da CBO 2002 e, em seguida, identificadas as 148 famílias ocupacionais que requerem formação superior. Sendo assim, o corte amostral considerado para o estudo foi de indivíduos com idade entre 20 e 64 anos, com nível de educação superior e com vínculo ativo no mercado de trabalho formal do Estado de São Paulo no período entre os anos de 2003 e 2013. Em seguida, estimou-se a variante da equação salarial de Verdugo e Verdugo (1989) através do modelo de dados em painel com efeito fixo, visando controlar para a heterogeneidade não-observada dos trabalhadores. E, por último, foi utilizada a técnica de análise de sobrevivência para analisar a probabilidade e os determinantes da duração da condição de *overeducation*.

Os resultados obtidos registram um percentual de indivíduos compatíveis superior ao percentual de sobre-educados no Estado de São Paulo no período analisado. Os dados revelam que, em média, 27% dos trabalhadores formais do estado são sobre-educados, apresentando uma tendência de declínio deste percentual no referido período. Pode-se verificar que, em sua maioria, os *overeducated* são mulheres, mais jovens, da cor branca, brasileiras, ocupadas em empresas de grande porte localizadas na RM do estado, do setor privado e de serviços, estão em admissões de primeiro emprego, de caráter temporário e, em média, possuem menos tempo de emprego e ganham menos que os trabalhadores compatibilizados.

Os resultados das estimações, por sua vez, apontaram que o modelo de dados em painel com efeito fixo é o mais adequado. Os resultados revelaram ainda retornos à sobre-educação negativos, retornos estes que são substancialmente reduzidos quando comparados às estimativas de *cross-section* sugerindo que os elevados retornos da sobre-educação encontrados na literatura são resultantes do viés de variável omitida. A análise da duração do *overeducation* apontou uma queda na probabilidade de continuar sobre-educado com o passar do tempo e que ser homem, estrangeiro, pós-graduado, estar num primeiro emprego, num emprego temporário, estar ocupado em uma empresa dos setores industrial, de comércio, de serviços, de grande porte e localizada na RM aumenta a probabilidade de sair da condição de sobre-educado. No entanto, ser não-branco, mais velho, trabalhar no setor público e quanto maior o tempo de emprego menores as chances de deixar tal *status*.

Como pode-se perceber, os resultados obtidos no estudo se mostraram de acordo com a literatura empírica sobre *overeducation*, corroborando com as regularidades econômicas de que os retornos à educação requerida são maiores que os retornos à educação adquirida, de que os retornos à sobre-educação são negativos segundo especificação de Verdugo e Verdugo

(1989) e de que os elevados retornos são decorrentes do problema de endogeneidade, visto que, após o controle da heterogeneidade não-observada dos indivíduos por meio do modelo de efeito fixo, os retornos à sobre-educação foram reduzidos, estando de acordo com as principais conclusões de Bauer (2002) e Esteves (2009).

Contudo, é importante salientar que o estudo possui algumas limitações. O corte amostral considerando apenas indivíduos graduados restringe a discussão dos resultados para essa parcela de trabalhadores formais e, conseqüentemente, a incidência da sobre-educação, assim com os retornos salariais, duração e os determinantes dela podem não retratar o observado para o restante do país. Do mesmo modo, a delimitação espacial da análise para o Estado de São Paulo limita a interpretação dos resultados obtidos para esse estado que possui características de mercado de trabalho destoantes dos demais e a comparação com outros estudos. Além disso, ao restringir a análise para os trabalhadores que mantiveram os vínculos formais ativos entre 2003 e 2013, acabou-se por não considerar aqueles que se formaram após 2003, o que tende a subestimar a incidência da sobre-educação no período e impor uma censura aos dados, no entanto, permitiu trabalhar com um painel balanceado de indivíduos.

## REFERÊNCIAS

- ALLEN, J.; VAN DER VELDEN, R. Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search. **Oxford Economic Papers**, v. 53, n. 3, p. 434–452, 2001.
- ARELLANO, M. Computing Robust Standard Errors for Within-Groups Estimators, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 49, p. 431–434, 1987.
- BAUER, Thomas K. Educational mismatch and wages: a panel analysis. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 21, n. 3, p. 221–229, Jun. 2002.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. Nova York: John Wiley and Sons, 2005. 316 p.
- BECKER, G. **Human capital** - a theoretical and empirical analysis with special reference to education. 2nd. ed. New York: National Bureau of Economic Research, 1975, 23 p.
- CAVALCANTI, M.F. A. **Overeducation e undereducation em Pernambuco: uma avaliação empírica**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008. 82 f.

CAVALCANTI, M. F. A.; CAMPOS, F. M.; SILVEIRA NETO, R. M. Mismatch nos mercados de trabalhos regionais brasileiros: o que explica as diferenças regionais?. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 41, n. 3, p. 493-518, jul./set., 2010.

CHEVALIER, A.; LINDLEY, J. Overeducation and the skills of UK graduates. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A**, v. 172, n. 2, p. 307-337, 2009.

DIAZ, M. D. M.; MACHADO, L. Overeducation e undereducation no Brasil: incidência e retornos. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n.3, p. 431-460, jul./set., 2008.

DOLTON, P.; VIGNOLES, A. The incidence and effects of overeducation in the UK graduate labour market. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 19, n. 2, p.179–198, Apr. 2000.

DUNCAN, G.; HOFFMAN, S. The incidence and wage effects of overeducation. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 1, n. 1, p. 75–86, Feb. 1981.

ESTEVES, L. A. Incompatibilidade Escolaridade-Ocupação e Salários: Evidências de uma Empresa Industrial Brasileira. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 63, n. 2, p. 77–90, abr./jun. 2009.

FREEMAN, R. **The overeducated american**. New York: Academic Press, 1976.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6. ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice-Hall, 2008.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 5 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011, 812 p.

HARTOG, J. Over-education and earnings: where are we, where should we go? **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 19, n. 2, p. 131–147, Apr. 2000.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, jan. 1979.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. Tradução portuguesa de Manuela Magalhães Hill, Fátima Ferrão e Rui Menezes. Lisboa: Editora McGraw-Hill, 2001.

LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H. **Overeducation and mismatch in the labor market**. Handbook of the economics of education, v. 4, p. 283-326, 2011.

KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observations. **Journal of the American Statistical Association**, American Statistical Association, Taylor & Francis, Ltd., v. 53, n. 282, p. 457–481, 1958.

KEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. **Survival Analysis: A Self-Learning Text**, 3 ed., Statistics for Biology and Health, 2012.

McGUINNESS, S. Overeducation in the Labour Market. **Journal of Economic Surveys**, Clevedon, v. 20, n. 3, p. 387-418, Jun. 2006.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

MORANO, C. P. **The determinants of overeducation**: Evidence from the Italian labour market Preliminary Draft. n. November, p. 25–27, 2014.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, p. 703–708, 1987.

NIELSEN, C. P. **Immigrant overeducation**: evidence from Denmark. Work Bank Policy Research Working Paper, n. 4243, May 2007.

R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2019. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.

REIS, S. M. dos. **Incompatibilidades entre Educação e Ocupação**: Uma Análise Regionalizada do Mercado de Trabalho Brasileiro. Tese (Doutorado em Economia). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional - Faculdade de Ciências Econômicas - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2012.

SANTOS, A. M. dos.; Overeducation no Mercado de Trabalho Brasileiro. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 2, n. 2, p. 61-80, maio./ago. 2002.

SICHERMAN, N.; GALOR, O. A theory of career mobility. **Journal of Political**



**Economy**, Chicago, v. 98, n. 1, p. 169–192, feb. 1990.

SILVA, A. S. et al. Uma análise do Matching ocupação-qualificação no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, XVI, 2018, Mossoró. **Anais eletrônicos...** Caruaru: UFPE, 2018. Disponível em: < [www.brsa.org.br/site/encontros-artigos.php?enaber=15](http://www.brsa.org.br/site/encontros-artigos.php?enaber=15) >. Acesso em: 26 out. 2018.

SPENCE, A. M. Job market signaling. **Quarterly Journal of Economics**. Cambridge, v. 87, n. 3, p. 355-374, Aug. 1973.

VAZ, C. C. F. L. M. **Um estudo da in(compatibilidade) entre escolaridade e ocupação:** evidências para o mercado de trabalho das principais regiões metropolitanas no Brasil entre os anos de 2006-2011. Trabalho de Conclusão de Curso (Doutorado em Economia). Curso de Ciências Econômicas - Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2013.

VERDUGO, R.R.; VERDUGO, N.T. The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings. **Journal of Human Resources**, Madison, v. 24, n. 4, p. 629-643, 1989.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press Books, 2002.

### 3 PROGRAMAS DE BONIFICAÇÃO AOS DOCENTES NO ESTADO DA PARAÍBA – BRASIL: UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA ESCOLA DE VALOR

#### 3.1 INTRODUÇÃO

É amplamente reconhecida a importância da melhoria dos sistemas educativos na promoção de competências técnicas e socioemocionais aos indivíduos e, conseqüentemente, retornos individuais e coletivos à sociedade. Todavia, a melhoria desses sistemas vem se mostrando desafiadora para a sociedade brasileira. De acordo com o Programa Internacional de Avaliação de Alunos (Pisa), em 2018 o desempenho dos alunos brasileiros está abaixo da média dos alunos dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) em ciências (404 pontos, comparados à média de 489 pontos), em leitura (413 pontos, comparados à média de 487 pontos) e em matemática (384 pontos, comparados à média de 492 pontos). Tais resultados, de um total de 79 nações, posicionam o país na 66<sup>a</sup> posição em ciências, na 57<sup>a</sup> em leitura e na 70<sup>a</sup> colocação em matemática. Dado que a amostra brasileira contou com 10.691 estudantes de 597 escolas, representando uma cobertura de 65% dos estudantes de 15 anos elegíveis à realização do teste, constata-se o desafio para a formação de capital humano no país.

Seguindo uma tendência internacional, a partir dos anos 1990, a expansão das avaliações externas do ensino intensifica o surgimento no país das políticas de responsabilização educacional. Bonamino (2013) divide a avaliação da educação brasileira em três períodos. O primeiro, de caráter diagnóstico, visava apenas à estimação dos resultados alcançados pelas escolas, sem a divulgação dos mesmos. No segundo, os resultados passam a ser entregues às escolas e divulgados à sociedade, constituindo uma política de responsabilização do tipo *low-stake*, dado que as conseqüências da divulgação seriam de caráter simbólico. No terceiro período, aos resultados das avaliações são atreladas conseqüências materiais, tais como incentivos monetários que vinculam o recebimento de bonificação ao cumprimento de metas pré-estabelecidas, denotando uma política de responsabilização *high-stake*.

Políticas de responsabilização do tipo *high-stake* podem ser desenhadas com base em conseqüências materiais punitivas ou bonificatórias, bem como intervenções individuais ou coletivas podem ser desenhadas. Até o momento, diferentemente do que ocorre em alguns países, as políticas desse tipo no Brasil são apenas bonificatórias, as quais concedem incentivos salariais pelo cumprimento de metas apenas aos professores de disciplinas avaliadas, quando o desenho da política é individual, e aos demais funcionários da escola, caso a bonificação seja coletiva.

A análise empírica acerca da efetividade de tais políticas na promoção de melhor desempenho dos alunos em testes padronizados é inconclusiva. Encontram-se resultados

positivos (LAVY, 2002; MURALIDHARAN, SUNDARARAMAN, 2011), mas também nulos ou negativos (COWAN, GOLDBERGER, 2018; FRYER, 2011). No Brasil, poucos são os estudos empíricos na área (FURTADO, SOARES, 2018; LÉPINE, 2016; OSHIRO, SCORZAFAVE, DORIGAN, 2015), e, tal qual o observado na literatura internacional, os resultados têm sido inconclusivos. Assim, dado que os resultados empíricos de tais políticas estão longe de serem conclusivos, requer-se a necessidade de mais estudos sobre a temática, sobretudo análises voltadas ao âmbito nacional.

Nesse contexto se insere o presente trabalho, que tem por objetivo avaliar se o Programa Escola de Valor tem algum impacto sobre a proficiência média em português e matemática, a taxa de aprovação escolar e a taxa de abandono escolar dos alunos das escolas premiadas. O programa constitui uma iniciativa do Governo do Estado da Paraíba instituída nos termos da Lei 9.879 de 13 de setembro de 2012 que tem por objetivo fomentar, selecionar e valorizar as práticas pedagógicas exitosas no processo de ensino e aprendizagem, o qual premia com um 14º salário todos os profissionais de educação em exercício nas escolas públicas estaduais de educação básica selecionadas em processo seletivo.

Para atender-se ao objetivo proposto, utiliza-se o arcabouço metodológico das técnicas de *Propensity Score Matching* (PSM) e de Diferenças em Diferenças (DD). Dessa forma, busca-se construir o melhor contrafactual do grupo tratado por meio do pareamento das características observadas através do suporte comum entre os grupos de tratados e controles. Em seguida, por meio do cálculo de uma dupla diferença, comparar-se os resultados ao longo do tempo, de modo a eliminar-se diferenças não observáveis fixas no tempo entre as escolas do grupo de controle e as afetadas pelo tratamento.

Para tanto, utiliza-se os microdados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e do Censo Escolar referentes aos anos de 2015 e 2017 para as escolas públicas (municipais e estaduais) do Estado da Paraíba, disponibilizados por meio do portal do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa Educacionais Anísio de Teixeira (INEP).

Os resultados das estimações dão indícios da ausência de impacto do programa de bonificação aos docentes da Paraíba, ao menos no curto prazo, sobre a proficiência média em português e matemática, taxa de aprovação e taxa de abandono escolar dos alunos do 5º e 9º ano do ensino fundamental das escolas premiadas no ano de 2016, em contraponto com os resultados obtidos nos estudos de Furtado e Soares (2018), Lépine (2017) e Oshiro, Scorfave e Dorigan (2015) que encontraram efeitos positivos dos programas de bonificação de Pernambuco e São Paulo sobre as notas médias dos alunos. Contudo, cabe salientar que, devido à indisponibilidade de dados, a análise do efeito do bônus se restringiu apenas para o curto prazo, não sendo possível concluir nada a respeito do longo prazo.

Além desta introdução, compõem o trabalho mais cinco seções. Na seção 3.2, efetua-se uma resenha acerca dos aportes teóricos que fundamentam as políticas de remuneração por desempenho na educação, bem como aponta-se alguns resultados empíricos encontrados na literatura. A seção 3.3, por sua vez, destina-se a descrição do programa avaliado, enquanto

a seção 3.4 versa sobre a estratégia empírica utilizada. A seção 3.5 analisa os resultados obtidos e, por fim, na seção 3.6 apontam-se as principais conclusões do trabalho.

### 3.2 PROGRAMAS DE PAGAMENTO DE BÔNUS AOS DOCENTES: *DOS ASPECTOS TEÓRICOS À ABORDAGEM EMPÍRICA*

Desde meados dos anos 1950, o retorno privado e social da educação é objeto de estudo da ciência econômica. De acordo com os trabalhos seminais de Mincer (1958), Schultz (1961), Becker (1962) e Ben-Porath (1967), que consideram a educação como componente central do estoque de capital humano, os agentes investem tempo, esforço e recursos na educação, o que, por sua vez, lhes proporcionam adquirir conhecimento e habilidades que logram aumentos de produtividade e, portanto, retornos individuais e coletivos.

Barbosa Filho e Pessôa (2010) assinalam que questões de quatro ordens motivaram o interesse inicial dos economistas pela temática da educação: i) a primeira, de natureza macroeconômica, tratava da associação entre o investimento em educação e o crescimento econômico; ii) a segunda, relacionava-se à avaliação de política econômica. Nesse caso, a avaliação do retorno da educação dotaria os governantes de informação acerca da tomada de decisão do investimento público; iii) a terceira linha de interesse buscava entender as imbricações entre o mercado de trabalho e a educação; e, iv) a quarta motivação conectava o investimento em educação as causas da desigualdade de renda.

Das teorias do capital humano, seguiram-se linhas de pesquisa em economia da educação. Tomando por referência Blaug (1992 apud WALTENBENG, 2006), as mesmas podem ser classificadas em dois campos principais: i) análises do valor econômico da educação, as quais tratam da importância de medidas agregadas de educação para o crescimento de um país ou região; e ii) aspectos econômicos dos sistemas educacionais. Waltenbeng (2006) assinala que a segunda linha de pesquisa situa-se em uma investigação microeconômica dos sistemas educativos. Assim, nessa abordagem a ênfase recai sobre “análises de custos e benefícios privados e sociais [...], análises de eficiência na alocação de recursos [...], definição de objetivos escolares e pós-escolares de sistemas educativos, avaliação de atingimento desses objetivos”. (WALTENBENG, 2006, p. 119).

Dentre os aspectos abordados no segundo campo, a literatura econômica tem concentrado esforços na identificação dos principais determinantes da aprendizagem escolar, e, conseqüentemente, na formulação e avaliação de políticas públicas que logrem níveis adequados de aprendizado aos estudantes. Uma das medidas, associada a essa linha de raciocínio, diz respeito à reformulação da estrutura de incentivos oferecida a um dos principais agentes do processo de aprendizado, o professor. Tais políticas atrelam parte da remuneração dos professores ao desempenho dos alunos em testes padronizados, caso do objeto de estudo do presente trabalho.

Conforme salientam Alexandre, Lima e Waltenberg (2014), essas políticas não en-

contram fundamento teórico no campo da educação, mas baseiam-se nos pressupostos teóricos oriundos da teoria dos incentivos<sup>1</sup>. Tal estrutura de análise parte da premissa de que mecanismos de incentivos monetários por resultados harmonizam o objetivo dos “agentes” (professores) com o do “principal” (secretarias de educação, etc.), logrando maior aprendizado dos alunos.

Diante de tais considerações, nesta seção serão discutidos os aspectos teóricos que norteiam os programas de pagamento de bônus aos docentes, bem como resultados encontrados na literatura acerca da temática.

### 3.2.1 Aspectos teóricos

Conforme mencionado previamente, programas de pagamentos de bônus a docentes baseiam-se nos pressupostos teóricos do “modelo principal-agente”, o qual é comumente utilizado na análise, estabelecimento e manutenção de contratos entre agentes econômicos envolvidos em assimetria de informação. Inicialmente proposto para caracterizar relações de trabalho individuais – apenas um principal e um agente – no setor privado, variações do modelo foram desenvolvidas para adequar-se ao setor público e as peculiaridades do sistema educacional, bem como para apreciações envolvendo múltiplos agentes.

O modelo parte da premissa de que o principal depende de tarefas a serem executadas por um agente, que dispõe de vantagem informativa sobre seu próprio comportamento, tipo ou ambiente, não disponível ao principal. Tradicionalmente, a problemática pode ser exemplificada através do estabelecimento de um contrato, mediante o qual determinado principal induz um agente a realizar certa ação por ele desejada, como o empenho na execução de uma determinada tarefa. Partindo da premissa de assimetria de informação entre os agentes, o monitoramento e avaliação dessa ação pelo principal, ou qualquer outro agente, pode não ser diretamente possível. Contudo, resultados indiretamente determinados pela ação do agente podem ser observados. Logo, o principal deverá incorporar ao contrato mecanismos que incentivem, indiretamente, o agente a agir da melhor forma possível do ponto de vista do principal.

Do ponto de vista do agente, duas restrições o envolvem ao estabelecer-se o contrato: a restrição de participação e a restrição de compatibilidade de incentivo. Na primeira, o incentivo proposto pelo principal deve garantir um nível mínimo de utilidade para o agente, de modo que o incentivo supra a utilidade proveniente das demais possibilidades a ele disponíveis. Dado que o principal não é capaz de determinar diretamente o comportamento do agente, esse o influenciará a agir de maneira ótima, o que consiste na segunda restrição envolvendo o agente, a proposição de um contrato que induza o agente a agir de acordo com o desejado pelo principal. Assim, o principal deve garantir um nível mínimo de satisfação esperada ao agente, a fim de que o contrato de trabalho proposto seja aceitável. Portanto, o desafio do principal é o de definir incentivos que maximizem seu interesse e

---

<sup>1</sup> Vide Laffont e Martimort (2002).

que, ao mesmo tempo, sejam atraentes para o agente.

Em trabalho que visa compreender a problemática da remuneração de professores à luz do modelo principal-agente, Alexandre, Lima e Waltenberg (2014) denotam que, através desse aporte teórico, a remuneração ideal de professores passa a depender das relações probabilísticas entre diferentes níveis de desempenho de alunos e distintos níveis de esforço praticado por professores. Os autores enfatizam que o problema não reside no fato de a associação ser probabilística, mas no desconhecimento das funções de distribuição de probabilidades relevantes. Isto é, “não é possível saber com precisão qual é a probabilidade de que o esforço exercido pelo professor tenha sido alto, médio, baixo etc.” (ALEXANDRE, LIMA, WALTENBERG, 2014, p. 48).

Portanto, é possível que um professor tenha total engajamento e esforço para melhorar o aprendizado de um determinado grupo de alunos sem que esse esforço se reverta efetivamente em bons resultados. Logo, apesar de agir conforme o desejável pelo principal (secretaria escolar), o professor não receberia seu bônus, ocasionando redução de motivação futura. O oposto (pouco esforço, bons resultados e recebimento de bônus) também poderia reduzir a motivação futura. Destarte, em ambos os casos, a legitimidade do programa poderia ser minada.

Mesmo supondo-se que o principal conheça com precisão as funções de distribuição de probabilidades relevantes, Alexandre, Lima e Waltenberg (2014) assinalam que, ainda assim, o principal incorreria em um dilema. Caso a remuneração esteja estreitamente atrelada ao desempenho dos alunos, os incentivos seriam maiores, contudo incorreria-se na introdução de alta volatilidade à remuneração e, conseqüentemente, alto grau de risco no sistema de remuneração. Todavia, o inverso ocasiona menor risco, mas incentivos débeis.

Embora tenham procurado inicialmente entender a problemática da remuneração de docentes à luz do modelo principal-agente para relações trabalhistas no setor privado, os autores apontam algumas especificidades de relações laborais em escolas públicas relevantes para a teoria dos incentivos e contratos.

A primeira especificidade diz respeito à ausência de concorrência<sup>2</sup> e de preocupação com o lucro nas escolas públicas. Nesse caso, escolas privadas estão sujeitas a um ambiente concorrencial, o que lhes impele incentivos externos em busca de lucros para fins de sobrevivência. Tal constatação não é observada no setor público. Assim, se levarmos em consideração que parte do lucro potencial de uma escola privada relacione-se com o desempenho (notas) de seus alunos em testes padronizados, dado que há uma correlação entre uma demanda maior e propensão a pagar mensalidades mais onerosas a escolas

---

<sup>2</sup> Tais considerações estão atreladas ao sistema educacional brasileiro. Diferentemente do que ocorre em alguns países, como os EUA, as políticas educacionais brasileiras de consequência material consistem em políticas de incentivo salarial, ao passo que a consequência material também pode relacionar-se à dispensa de professores e fechamento de escolas, o que ocasiona maior competitividade entre escolas públicas. Ademais, políticas que promovam à competitividade entre escolas públicas e privadas também estão presentes em alguns países. Para uma análise dessa temática aplicada à realidade polonesa vide Bukowski e Kobus (2018).

bem classificadas em *rankings* de desempenho de alunos, e admitindo-se que mecanismos de incentivo salarial sejam capazes de promover melhorias no desempenho cognitivo dos alunos, provavelmente escolas privadas tenham maior interesse em promover tais políticas (ALEXANDRE, LIMA, WALTENBERG, 2014). A inexistência de pressão por lucro no setor público torna menos evidente o objetivo comum a ser alcançado pelos agentes envolvidos em tais esferas. Dessa forma, o pagamento por desempenho de alunos tende a não se disseminar naturalmente nesses espaços e o alinhamento entre os interesses de principal e agente dificultados.

A segunda relaciona-se à multiplicidade de relações de agência. Ao tomarmos o setor público, observamos múltiplas relações entre agentes e principais com objetivos variados e em alguns casos conflitantes, transcendendo à relação biunívoca presente no modelo básico trabalhado até aqui. Em virtude de objetivos não relacionados à educação, o desenho dos mecanismos de incentivos, bem como a desvirtuação de programas inicialmente bem desenhados podem ocorrer, ao, por exemplo, atender-se às demandas de determinados grupos políticos.

Os autores assinalam que os agentes possuem motivações não monetárias ou intrínsecas ao decidirem se dedicar a determinadas ocupações. Caso tais motivações sejam suficientemente fortes no setor público e, em especial, na educação pública, o salário esperado do professor poderá ser relativamente baixo, mas o mesmo satisfaria a restrição de participação, pois seu esforço ao exercer a atividade não seria considerado oneroso.

A existência de multiplicidade de tarefas e objetivos é apontada por Alexandre, Lima e Waltenberg (2014) como uma das especificidades das escolas, públicas e privadas, que merece atenção. Há diferentes tarefas entendidas como relevantes na educação, de modo que o professor precisa empregar energia e tempo em tarefas distintas a fim de atingir cada uma delas. Logo, para incentivar docentes a se preocuparem com ambas as tarefas, seria preciso premiá-los por atingir todos os objetivos. Como alguns resultados são intangíveis ou imensuráveis, a remuneração por todos os objetivos alcançados se torna impraticável. Conseqüentemente, a utilização de objetivos mais tangíveis para fins de premiação é realizada. Conforme assinalam os autores ocorre, porém, que diferentes principais das relações de agência do setor educacional podem divergir quanto à relevância dos objetivos. Assim, o êxito para uns pode não ser o mesmo para outros.

A quinta especificidade dos sistemas educativos diz respeito ao trabalho em equipe verificado nas escolas, dado que o conhecimento em determinada disciplina pode relacionar-se diretamente ao conhecimento adquirido em outras. Dessa forma, os autores indagam acerca do desenho de incentivos para que o trabalho em equipe possa ser estimulado na medida correta. Apontam que sistemas de remuneração individualizada possuem incentivos mais fortes quando comparados a sistemas de remuneração coletiva, porém, em um contexto de trabalho em equipe, podem gerar sensação de injustiça e competitividade entre docentes, e no limite desmotivar professores a trabalharem em equipe ou prejudicar o ambiente de

trabalho, prejudicando o aluno. Por outro lado, em sistemas de remuneração coletiva a problemática do chamado *free-rider* pode surgir, isto é, aqueles indivíduos que não se esforçam adequadamente podem usufruir dos benefícios coletivos em decorrência do esforço dos demais.

Também verifica-se certa dificuldade em mensurar o produto do processo educativo. O modelo principal-agente básico parte do pressuposto de que não é possível observar-se diretamente o esforço, mas que algum resultado ou produto do esforço é observável. Como os objetivos e produtos da educação são variáveis, não se sabe com precisão qual o produto relevante do processo de educação. Conseqüentemente, a avaliação do desempenho de professores por si só é um obstáculo à transposição do modelo a esfera educacional (ALEXANDRE, LIMA, WALTENBERG, 2014). Mesmo adotando um critério mais objetivo, tal qual a avaliação de desempenho medida através das notas dos alunos, a determinação exata da fração da nota obtida por um aluno decorrente do esforço de determinado professor é difícil, uma vez que a nota é reflexo de um conjunto de fatores, correntes e passados, escolares e não escolares, determinísticos e aleatórios (WALTENBERG, 2006).

Ademais, a educação possui uma peculiaridade que a distingue de outras atividades: o próprio consumidor (aluno) é um insumo de produção. Waltenberg (2006, p. 129) aponta que o desempenho do aluno depende da sua dotação de competências cognitivas inicial, bem como do esforço realizado pelo mesmo durante o processo de educação, seja na escola, seja em casa. Bishop e Woesmann (2004) denotam que o esforço do aluno reflete sua motivação, tempo e envolvimento no aprendizado. Assinalam ainda que o esforço dos alunos seja o insumo mais importante no processo educacional, ao exemplificarem que dada uma razão de alunos por professor de 20 para 1, os alunos gastam cerca de 20 vezes mais horas estudando do que os professores ensinando.



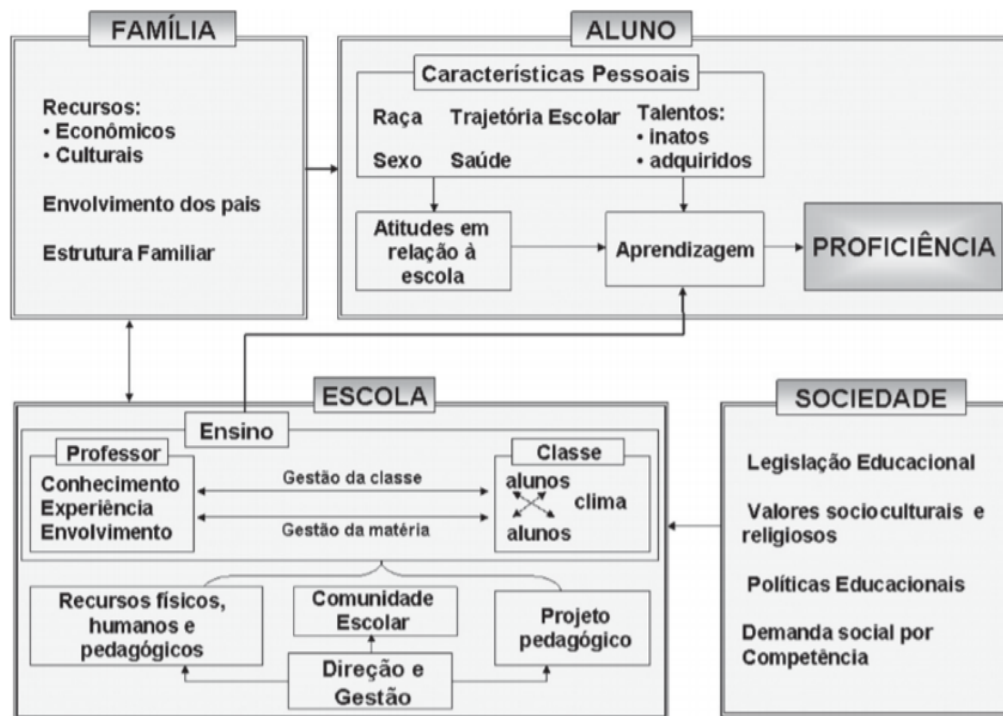


Figura 3.1 – Modelo conceitual

Fonte: Soares (2007, p. 141).

Verifica-se que o aluno encontra-se envolto em uma teia de relações sociais e institucionais. Dessa maneira, fatores extraescolares inerentes ao aluno e referentes ao contexto social em que o mesmo se insere, bem como fatores intraescolares são os principais determinantes do desempenho dos alunos, seja esse desempenho mensurado por critérios objetivos ou não. Nesse sentido, Soares (2007) explicita um modelo conceitual, disposto na Figura 3.1, que apresenta as várias inter-relações entre os fatores explicativos do aprendizado e destes com o resultado final, o desempenho cognitivo dos alunos.

Partindo de tal modelo conceitual, Soares (2007) denota que os fatores mais próximos do desempenho do aluno são suas características inatas ou já determinadas por sua história de vida. Além dessas, três outras estruturas influenciariam melhores ou piores desempenhos de alunos: a escola, a família e a sociedade.

Portanto, dado que a mensuração do produto da educação está sujeita a muitos determinantes e ruídos, o desenho dos incentivos de políticas de remuneração por desempenho e, conseqüentemente, a adaptação e transposição do modelo principal-agente à educação devem ser pensados com cuidado. Assim, diante dos requisitos para que os incentivos dêem certo, e das chances de que alguma falha se manifeste, não é de se estranhar que alguns programas falhem em lograr êxito, seja por critérios convencionais, que focam no desempenho dos estudantes em exames de proficiência, seja segundo critérios mais abrangentes de avaliação.

### 3.2.2 Aspectos empíricos: abordagens à realidade internacional e para o Brasil

Após a exposição dos elementos teóricos das políticas de remuneração por desempenho de professores, se faz necessário uma breve exposição acerca dos resultados da implementação de tais políticas em alguns países e estados brasileiros, visto que tal exposição pode subsidiar a análise dos resultados encontrados para o programa Escola de Valor. Ademais, não constitui nosso objetivo resenhar de maneira exaustiva a literatura que trabalha com tais questões, mas relatar alguns resultados encontrados em distintos países e estados.

As políticas de remuneração por resultados na educação datam do século XIX. Raple (1994) aponta que perdurou na Inglaterra, entre os anos de 1862 e 1897, uma política de pagamento por resultados que para fins de avaliação utilizava informações das condições físicas da escola, um teste anual aplicado aos alunos e a frequência escolar. Apesar das reformulações sofridas pelo programa ao longo dos 35 anos de sua implementação, seus resultados não foram considerados positivos. Dentre as principais críticas ao mesmo, Raple (1994) denota que essas se relacionaram aos testes e *scores* obtidos, que por serem demasiados mecânicos, induziam práticas pedagógicas mecanicistas.

Lavy (2002), por seu turno, objetivou verificar o impacto de um programa, que introduziu incentivos monetários para escolas e professores em função da melhoria nas notas de seus alunos, em Israel. Foram selecionadas 62 escolas secundárias para o programa em 1995, o qual ofereceu incentivos às escolas na forma de prêmios por desempenho, parte dos quais foram distribuídos para professores e funcionários da escola como pagamento por mérito e o restante usado para o bem-estar (melhorias das condições gerais de trabalho) da escola. A quantia total de recursos concedida foi determinada antecipadamente (cerca de \$ 1,4 milhão) e foi distribuída entre o terço superior de um *ranking* de desempenho multidimensional.

Por meio da combinação de regressão descontínua, diferença em diferenças e métodos de pareamento, excluindo-se os efeitos encontrados para a proporção de alunos que recebem certificados de conclusão, o autor encontra resultados positivos e estatisticamente significativos nos dois anos em que o programa foi avaliado, 1996 e 1997, para as escolas religiosas, e apenas em 1997 para as demais escolas. Os resultados também sugerem que, para todos os tipos de escola, os incentivos lograram ganhos significativos especialmente entre os alunos de origem desfavorecida, os quais qualificaram-se o suficiente para obterem certificados de conclusão.

Resultados similares foram encontrados por Glewwe, Ilias e Kremer (2003) ao estudarem os efeitos de um programa de remuneração por resultados para professores na zona rural do Quênia, no qual os professores de quarta a oitava séries das escolas vencedoras recebiam o bônus. Os autores mostram que o programa obteve bons resultados de curto prazo, todavia resultados pífios de longo prazo, sugerindo que, assim como o assinalado

por Raple (1994), os professores participantes do programa podem ter praticado *gaming*<sup>3</sup>.

Muralidharan e Sundararaman (2011) apresentam outro exemplo de sucesso, desta vez no estado de Andra Pradexe, na Índia, na década de 2000. No programa, 500 escolas foram aleatoriamente selecionadas, as quais sob forte esquema antifraude receberiam o bônus, em média três por cento do salário anual médio do professor, linearmente ao aumento das notas dos alunos em testes aplicados em mais de uma data. Nesse caso, para uma escola receber o bônus, as notas dos alunos deveriam aumentar ao menos cinco por cento. Ao final de dois anos do programa, os alunos das escolas selecionadas apresentaram desempenho significativamente melhor quando comparados aos do grupo de controle, respectivamente, aumento de 0,27 e 0,17 desvio padrão nos testes de matemática e linguagem.

Apesar do primeiro registro de políticas de remuneração por desempenho de professores ser atribuído à Inglaterra, foi nos Estados Unidos que essas políticas adquiriram grande difusão. Logo, faz-se necessário elencar alguns resultados encontrados em estados estadunidenses. Por exemplo, Fryer (2011) não encontrou evidências de que os incentivos pagos aos professores do estado de Nova Iorque tenham aumentado o rendimento de seus alunos no período de 2006 a 2010. Tampouco indícios de que os incentivos tenham alterado substancialmente o comportamento de alunos e professores.

Cowan e Goldhaber (2018), por seu turno, estudaram os efeitos de uma política do Estado de Washington que concede bônus financeiro a professores certificados pelo Conselho Nacional que atuam em escolas localizadas em áreas menos abastadas do Estado. Através da utilização do método de regressão descontínua, os autores estimam que nos primeiros seis anos do programa, a proporção de professores certificados em escolas periféricas aumentou de 0,7 a 1,6 pontos percentuais por ano. Todavia, apesar da melhoria na contratação de profissionais qualificados, efeitos positivos do programa no desempenho dos alunos não foram verificados. Em relação ao estado do Tennessee, Swain, Rodriguez e Springer (2019) estimaram o efeito do pagamento de bônus para fixação de professores eficientes<sup>4</sup> em escolas periféricas sobre o desempenho dos alunos. Seus resultados indicam que as escolas que ofereciam os bônus para fixação dos melhores professores lograram maiores ganhos em testes de anos subsequentes, especialmente nos exames estaduais de leitura.

Da análise desses casos, verifica-se que as evidências, para diversos contextos e nacionalidades, acerca da eficácia de programas de incentivo mediante pagamento por desempenho não são conclusivas. Com relação à literatura brasileira, poucos são os estudos que avaliaram a eficácia de tais políticas no contexto nacional. Todavia, alguns achados empíricos

<sup>3</sup> No contexto de políticas educacionais, *gaming* pode ser entendido como comportamentos estratégicos intencionais, voltados apenas a aumentar a nota média das provas, sem necessariamente melhorar o aprendizado dos alunos de modo consistente. Os autores verificaram apenas mudanças nas atitudes dos professores em relação à alocação de tempo para treinamento para a prova, mudanças relativas à maior presença em sala de aula ou na utilização de novos métodos pedagógicos não foram observadas, o que pode explicar o aumento das notas por meios que burlam o sistema. Para maiores informações vide Glewwe, Ilias e Kremer (2003).

<sup>4</sup> Definidos mediante a análise de um conjunto de observações, dentre as quais frequência escolar e resultados de turmas em testes padronizados.

são verificados.

Oshiro, Scorzafave e Dorigan (2015) investigaram o efeito do programa de bonificação de professores e funcionários da Secretaria de Educação do Estado de São Paulo, implantado em 2008, sobre as notas dos alunos do quinto e nono anos em testes padronizados. O programa estipula metas, estabelecidas com base no Índice de Desenvolvimento da Educação do Estado de São Paulo (Idesp), para cada série das escolas, remunerando todos os profissionais (professores do ciclo avaliado e demais funcionários). O Idesp, por sua vez, é composto por dois outros índices, o Índice de Desempenho (ID), calculado com base nas notas do Saresp, exame de avaliação externa paulista, e o Índice de fluxo (IF).

A partir do Idesp, por meio do Índice de Cumprimento (IC), calcula-se a parcela de cumprimento da meta estabelecida pela escola. Adicionais de qualidade, que refletem a posição da escola em relação à média das demais e à sua meta de longo prazo, também são levados em consideração para efeito de pagamento<sup>5</sup> do bônus. Os autores apontam que a bonificação, de até 2,9 salários, varia conforme a parcela da meta cumprida e que apenas professores do ciclo que cumpriram a meta e funcionários com nível de absentismo abaixo de 1/3 a recebem. Trabalhando com técnicas de pareamento e de diferenças em diferenças, seus resultados denotam indícios de impactos positivos, limitado ao ano de 2009, apenas para o quinto ano. Mas negativos, por vezes estatisticamente significativos, para o nono ano.

Lépine (2017) revisita os resultados encontrados por Oshiro, Scorzafave e Dorigan (2015) ao analisar o programa da Secretaria de Educação do Estado de São Paulo usando arcabouços de diferenças em diferenças e tripla diferença com efeitos fixos em um maior recorte temporal. Diferentemente do observado em Oshiro, Scorzafave e Dorigan (2015), a autora verifica o efeito do programa sobre um teste padronizado não diretamente relacionado ao esquema de incentivo, a Prova Brasil. As estimativas obtidas mostram que em geral o programa teve efeitos positivos, embora os ganhos de desempenho variem entre as séries e temáticas analisadas. Alunos do quinto ano apresentam ganhos positivos e consistentes em matemática e linguagem, enquanto os ganhos para os alunos do nono ano são modestos. A autora denota que uma possível explicação para os resultados relaciona-se ao fato de que os alunos do nono ano interagem com um número maior de professores, em comparação aos do quinto ano, o que pode dificultar a coordenação entre os professores e, conseqüentemente, o aprendizado dos alunos.

Furtado e Soares (2018), por sua vez, estimaram o impacto da bonificação educacional nas proficiências das disciplinas de Língua Portuguesa e Matemática, entre 2008 e 2012, no estado de Pernambuco. Diferentemente de São Paulo, o bônus é pago para todos os funcionários das escolas estaduais que atingem o mínimo de 50% da meta preestabelecida, sendo seu valor variante de acordo com o percentual de cumprimento das metas. Em um

<sup>5</sup> Oshiro, Scorzafave e Dorigan (2015) assinalam que o sistema paulista considera a soma dos indicadores (IQ + IC), limitado entre 0 e 120%.

dos anos analisados pelos autores, 2012, 56% das escolas estaduais atingiram as metas, o que correspondeu a um bônus médio de R\$ 2.976,24 por funcionário das escolas.

Os resultados encontrados, apesar de positivos, pouco impactaram o desempenho dos alunos. Os testes de significância para o quinto ano validaram apenas os intervalos com distâncias maiores de tempo (para o Saepe, entre 2008 e 2012, e para Prova Brasil, entre 2007 e 2011). Os resultados para o nono ano foram validados em todos os intervalos analisados, entretanto, os ganhos não foram sendo incrementados no decorrer da série histórica. Os autores assinalam que, provavelmente, a melhoria inicial induzida pelo bônus não se mantém constante ao longo do tempo. Consequentemente, caberia aos gestores da bonificação avaliar se o retorno de no máximo 5 pontos percentuais justificaria a continuação dessa política (FURTADO, SOARES, 2018, p. 72).

### 3.3 PROGRAMA ESCOLA DE VALOR

O Prêmio Escola de Valor constitui uma iniciativa do Governo do Estado da Paraíba instituída nos termos da Lei 9.879 de 13 de setembro de 2012 com o intuito de fomentar, selecionar e valorizar, por meio de premiação, as práticas pedagógicas resultado de ações integradas desenvolvidas por profissionais da educação lotados nas escolas públicas estaduais de educação básica e exitosas no sentido do sucesso no enfrentamento dos desafios no processo de ensino e aprendizagem (PARAÍBA, 2012).

Concedido por intermédio da Secretaria do Estado da Educação (SEE-PB), inicialmente, o prêmio tinha como objetivos principais valorizar as escolas públicas destaque no quesito competência da gestão administrativa e pedagógica através de suas experiências inovadoras e de sucesso de promoção da melhoria contínua escolar e, assim, reconhecer através da maior visibilidade do esforço realizado pelos profissionais responsáveis pelo processo de aprendizagem e incentivo dos alunos pela busca do conhecimento (PARAÍBA, 2012). Entre os anos de vigência de 2013 a 2016, consistia também como objetivo do programa incentivar as escolas públicas estaduais de educação básica a desenvolverem a cultura da autoavaliação nas diversas dimensões da gestão escolar. No Edital Nº 005/2016-GS do Prêmio Escola de Valor publicado no DOE\_PB em 12 de fevereiro de 2016, aparece também como objetivo do programa avaliar as escolas públicas estaduais da educação básica nas diversas dimensões da gestão escolar, sendo elas: i) Gestão Pedagógica; ii) Gestão Participativa; Gestão de Pessoas e Liderança, e; iv) Gestão de Infraestrutura: serviços e recursos (PARAÍBA, 2016).

Desde que foi instituído, a SEE-PB publica um Edital que dispõe acerca das regras e condições estabelecidas para a inscrição das escolas aptas a concorrer ao prêmio, assim como sobre os critérios da seleção e a forma de concessão da premiação. Para estarem aptas a concorrerem ao prêmio, as escolas precisam preencher os requisitos que consistem na manifestação de interesse em participar da seleção através no envio do formulário de

inscrição, do envio do Projeto de Intervenção Pedagógica (PIP), do relatório de execução do PIP no presente ano, demais documentos comprobatórios e autoavaliação com justificativa (PARAÍBA, 2016). A autoavaliação com justificativa só começou a ser utilizada como critério de avaliação e a ela atribuída um peso na pontuação a partir de 2014, sendo antes utilizada, quando da sua ausência, apenas como critério de desclassificação da escola (PARAÍBA, 2013; 2014; 2016).

Após homologadas as inscrições, o dossiê enviado pelas escolas é avaliado por uma Comissão Avaliadora do Estado constituída por profissionais da educação com formação de nível superior e/ou comprovação de conhecimento técnico acerca dos documentos a serem avaliados, sendo estes indicados por Instituições de Ensino Superior e pela SEE-PB tomando como base em um conjunto de critérios de seleção, atribuindo pontuações que variam de 0 à nota máxima correspondente a cada critério.

Durante o período analisado de vigência do Prêmio Escola de Valor, a saber de 2012 a 2017, houve uma mudança significativa nos critérios de avaliação utilizados para selecionar as escolas premiadas, assim como na importância ou peso atribuído aos critérios na pontuação geral. Inicialmente, um peso maior na pontuação era atribuído ao Projeto Político Pedagógico (PPP), aos resultados do IDEB, ao alcance das metas do IDEPB e aos indicadores educacionais do Censo Escolar obtidos pela escola, porém, a partir de 2016, passou-se a dar maior importância na avaliação ao PIP e ao Relatório de execução do PIP, além de outros indicadores de gestão escolar.

No Edital N<sup>o</sup> 005/2016-GS, o PIP, o relatório de execução, os documentos comprobatórios e a autoavaliação com justificativa apresentados pela escola à SEE-PB durante o período de inscrição poderão totalizar pontuação de 0 a 10, sendo que a apresentação do PIP vale 0 a 1 ponto, o relatório de execução do PIP garante pontuação de 0 a 2 pontos, a documentação comprobatória garante pontuação que varia de 0 a 6 pontos e a autoavaliação com justificativa de 0 a 1 ponto. (PARAÍBA, 2016).

Em relação ao PIP, ele deve conter necessariamente ações pedagógicas alinhadas com o considerado nas avaliações de português e matemática da Prova Brasil visando a obtenção de melhores desempenhos em tais avaliações e o atingimento das metas previstas para cada escola no IDEPB para o referido ano. Além disso, o PIP precisa apresentar estratégias para a redução da evasão escolar, melhoria do desempenho escolar dos alunos, minimização da violência escolar, além de incentivar discussões sobre direitos humanos, diversidade, sustentabilidade, inclusão etc.

Quanto ao relatório de execução do PIP, ele deve estar alinhado com o Plano de Metas do IDEPB do presente ano e estar devidamente respaldado com provas documentais que comprovem os resultados obtidos pela escola naquele período, enfatizando principalmente o crescimento dos resultados no IDEPB em relação ao ano imediatamente anterior e a participação mínima dos estudantes na avaliação do IDEPB no ano. De acordo com Edital N<sup>o</sup> 005/2016-GS, ainda é avaliada a consistência das práticas pedagógicas em relação aos

objetivos propostos e os resultados de rendimento escolar dos alunos.

Inicialmente, no primeiro edital do programa de incentivo, eram selecionadas as escolas que atendiam ao mínimo de 60% dos critérios estabelecidos no processo seletivo e que apresentavam a documentação comprobatória exigida. A partir de 2014, esse percentual subiu para o cumprimento de 70% dos critérios estabelecidos. Segundo o Edital N<sup>o</sup> 005/2016–GS, atualmente, são selecionadas e, conseqüentemente, premiadas com o Prêmio Escola de Valor, as escolas públicas da rede estadual que atinjam pontuação maior ou igual a 7,0, além da apresentação do PIP, relatório de execução do PIP, documentos comprobatórios que atendam aos critérios antes estabelecidos no Edital e autoavaliação com justificativa.

Dessa forma, o recebimento do Prêmio Escola de Valor pelas escolas inscritas não é diretamente vinculado ao desempenho da escola nas avaliações externas, como acontecem em outros programas de bonificação implementados em outros estados como em Pernambuco e São Paulo. Ademais, conforme Lazear (2003), Neal e Schanzenbach (2010), Reback (2008) pelo fato de não se tratar de um programa de responsabilização e bonificação de professores com o objetivo de melhoria do desempenho dos alunos em avaliações externas, reduz-se o viés de mudança de distribuição do desempenho dos estudantes, isto é, a tendência dos professores concentrarem seus esforços nos melhores alunos, visto que são os com maior potencial de atingir a meta desejada.

No que diz respeito à premiação, o Prêmio Escola de Valor gratifica com o equivalente a uma remuneração mensal a qual recebe o profissional, caracterizando um 14<sup>o</sup> salário para todos os profissionais de educação em exercício nas escolas públicas estaduais de Educação Básica das escolas selecionadas no processo seletivo.

Como visto anteriormente, o programa existe desde o ano de 2012 e, desde sua criação, os critérios de seleção das escolas premiadas mudam ano a ano. Conseqüentemente, a relação de escolas premiadas se altera a cada premiação ocasionando grande volatilidade na entrada e saída de escolas tratadas e controles da amostra, dificultando assim a análise do tempo de exposição dos tratados ao programa e o impacto deste nos resultados educacionais.

Acrescenta-se a isso a indisponibilidade de informações devido à falta de divulgação e transparência da Secretaria de Educação do Estado da Paraíba, impossibilitando o acesso aos resultados das escolas aprovadas e reprovadas nos processos seletivos do prêmio Escola de Valor para muitos anos de vigência do programa, o que acabou por trazer muitas limitações ao presente estudo, como a restrição da análise do efeito do bônus apenas para o curto prazo, mais especificamente para as escolas premiadas no ano de 2016 pelo motivo de haver informação para este ano.

## 3.4 METODOLOGIA

### 3.4.1 Modelo de Resultados Potenciais

Diferentemente do que ocorre em um experimento, no qual os grupos de tratados e controle são selecionados por um processo aleatório garantindo que ambos sejam semelhantes, nos quase-experimentos tais grupos surgem de uma intervenção governamental específica (WOOLDRIDGE, 2013).

Como na maioria dos programas de bonificação por desempenho escolar, no Prêmio Escola de Valor, a escolha das escolas tratadas não é a feita de forma aleatória, mas de acordo com critérios de elegibilidade, de modo que existe uma potencial correlação entre a participação no programa e características não-observáveis das escolas, o que implica na existência de viés de autosseleção. Assim, uma diferença de média simples entre as escolas participantes e não participantes pode gerar estimativas viesadas do real impacto do programa.

O problema fundamental da avaliação de programas sociais consiste na construção do contrafactual do grupo tratado pela política, isto é, verificar as mesmas unidades escolares na situação em que não sofreram intervenção do programa, o que não é possível, dado que são situações mutuamente excludentes. Portanto, o desafio crucial da avaliação é encontrar um grupo de escolas representativo da situação de não tratamento, isto é, um grupo que constitua um bom contrafactual do grupo tratado (FOGUEL, 2012b).

Seja  $T$  a variável de tratamento, sendo “1” como representativo da situação em que a escola é tratada e “0” caso não tratada. Considera-se  $Y$  a variável de resultado, assumindo  $Y_i(1)$  para indivíduo  $i$  na situação de tratado e  $Y_i(0)$  na situação de não-tratado.

Considerando um par de resultados potenciais para cada escola  $i$  ( $Y_i(1)Y_i(0)$ ) e características observáveis pelo avaliador representadas pelo vetor  $X_i$  (p. e. alunado, docentes e infraestrutura escolar), especifica-se o modelo de resultados potenciais a partir do par de equações lineares representado nas Equações 3.1 e 3.2 a seguir:

$$Y_i(1) = X_i' \alpha + \beta_i + \epsilon_i \quad (3.1)$$

$$Y_i(0) = X_i' \alpha + \epsilon_i \quad (3.2)$$

onde  $\epsilon$  representa os fatores não-observáveis que influenciam os resultados potenciais da unidade escolar.

Com viés de autosseleção,  $T_i$  é correlacionada com outros elementos que determinam  $Y$ . No caso do Prêmio Escola de Valor, para concorrer ao prêmio é necessária a manifestação de interesse da escola em participar do processo seletivo através de sua inscrição. Dessa



forma, é de se esperar que as escolas que possuem diretores e gestores mais motivados concorram ao prêmio e tenham, conseqüentemente, uma probabilidade maior de fazer parte do grupo de tratamento, o que, por sua vez, também condiciona o rendimento escolar dos alunos.

Podemos expressar a equação de resultados potenciais como na Equação 3.3 abaixo:

$$Y_i(1) = T_i Y_i(1) + (1 - T_i) Y_i(0) = Y_i(0) + T_i (Y_i(1) - Y_i(0)) \quad (3.3)$$

em que  $Y_i(1)$  consiste no resultado observado para a escola  $i$  na participação no programa, enquanto  $Y_i(0)$  representa o resultado observado quando não há participação. Substituindo as Equações 3.1 e 3.2 na Equação 3.3 e admitindo a hipótese de que o impacto do programa é igual para todas as unidades observadas, têm-se que:

$$Y_i = X_i' \alpha + \beta T_i + \epsilon_i \quad (3.4)$$

onde o parâmetro  $\beta$  capta o efeito do programa sobre as escolas. Considerando as seguintes médias populacionais da variável de resultado para os grupos de tratados e não-tratados, pode-se representá-las de maneira formal:

$$D_{11} = E[Y_i(1) | T_i = 1] \quad (3.5)$$

$$D_{10} = E[Y_i(0) | T_i = 1] \quad (3.6)$$

$$D_{01} = E[Y_i(1) | T_i = 0] \quad (3.7)$$

$$D_{00} = E[Y_i(0) | T_i = 0] \quad (3.8)$$

Nota-se que apenas  $D_{11}$  e  $D_{00}$  são observadas e  $D_{10}$  e  $D_{01}$  são médias contrafactuais. Entretanto, o interesse final da avaliação consiste em estimar o Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (ATE), pois este parâmetro permite o conhecimento do impacto médio do programa para a parcela da população efetivamente tratada:

$$D = E[Y_i(1) | T_i = 1] - E[Y_i(0) | T_i = 1] = D_{11} - D_{10} \quad (3.9)$$

isto é, a diferença entre a média da variável de impacto para o grupo dos tratados na situação de tratados e a média de tal grupo na situação contrafactual.

Entretanto, em vista do desafio de encontrar um contrafactual, admite-se um grupo de indivíduos não-tratados como representativo dessa situação, o que faz com que o ATE seja assim calculado:

$$D' = E[Y_i(1) | T_i = 1] - E[Y_i(0) | T_i = 0] = D_{11} - D_{00} \quad (3.10)$$

Somando e subtraindo  $D_{10}$  da Equação 3.10 anterior, percebe-se que  $D'$  não é igual ao ATT por conta do termo  $V = E[Y_i(0) | T_i = 1] - E[Y_i(0) | T_i = 0]$  na Equação 3.11 e 3.12:

$$D' = \{E[Y_i(1) | T_i = 1] - E[Y_i(0) | T_i = 0]\} - \{E[Y_i(0) | T_i = 1] - E[Y_i(0) | T_i = 1]\} \quad (3.11)$$

$$\begin{aligned} &= \{E[Y_i(1) | T_i = 1] - E[Y_i(0) | T_i = 1]\} - \{E[Y_i(0) | T_i = 1] - E[Y_i(0) | T_i = 0]\} \\ &= \{D_{11} - D_{10}\} + \{D_{10} - D_{00}\} = ATT + V \end{aligned} \quad (3.12)$$

em que  $V$  é o viés de autosseleção.

A eliminação do viés de autosseleção requer que a média observada para os não tratados,  $D_{00}$ , deve ser igual à média do contrafactual  $D_{10}$ . Dado que  $D_{10}$  não é observável, não é possível conhecer a magnitude do viés de autosseleção implícito.

Para minimizar os problemas de seleção, a estratégia empírica aqui utilizada para testar o impacto do Escola de Valor consiste na combinação de dois métodos de avaliação de impacto, o método de pareamento e o método de diferenças em diferenças. As próximas subseções mostram como a complementaridade entre os pressupostos dos dois métodos faz com que algumas hipóteses usadas em cada um possam ser substituídas por hipóteses mais fracas e com isso conferir maior robustez às estimativas.

### 3.4.2 Pareamento

O problema de identificação advindo do viés de seleção causado pela falta do componente de aleatoriedade no desenho dos programas de bonificação aos docentes torna necessário o uso de técnicas adequadas para realizar a seleção do contrafactual dos tratados com base nos fatores observáveis.

Consistem em duas as hipóteses necessárias para garantir a escolha do melhor contrafactual, sendo elas: a de seleção nos observáveis ou ignorabilidade e a de suporte comum.

A hipótese de seleção nos observáveis, também denominada hipótese de ignorabilidade condicional, consiste em considerar o vetor  $X$  de características observáveis de ambos os grupos a fim de controlar os fatores que influenciam o resultado potencial e a participação no programa visando garantir que o resultado obtido pelo grupo de controle seja um bom previsor do que aconteceria ao grupo de tratado na ausência de tratamento. Assim, controlando por  $X$ , o resultado potencial torna-se independente de  $T$ , isto é, independência condicional em  $X$  entre  $T$ ,  $Y_1$  e  $Y_0$ , como visto na Equação 3.13 a seguir:

$$(Y_1, Y_0) \perp T | X \quad (3.13)$$

em que  $T$  é ignorável se  $Pr(T = 1 | Y_1, Y_0, X) = Pr(T = 1 | X) \equiv p(X)$ , sendo  $p(X)$  o *propensity score*.

Quanto à hipótese de suporte comum, se baseia em garantir que a região do vetor  $X$

que comporta as características observáveis de tratados também englobe as características dos controles de maneira que não se possa identificar a que grupo o indivíduo pertence comparando apenas as características de  $X$ , como pode-se representar de maneira formal pela Equação 3.14 abaixo:

$$0 < Pr(T_i = 1|X_i) < 1 \quad (3.14)$$

Admitindo tais hipóteses, o estimador de pareamento encontra, para cada indivíduo do grupo de tratado, indivíduos mais próximos no grupo de controle em termos das características  $X$ . No entanto, deve-se atentar para a sensibilidade do estimador à escolha do vetor  $X$ , pois se  $X$  for composto por muitas variáveis, haverá uma dificuldade em atender a hipótese de suporte comum. Já se ele conter poucas variáveis, a hipótese de ignorabilidade tenderá a ser rejeitada (PINTO, 2012).

Uma forma de contornar tal dilema é parear os grupos utilizando uma função de  $X$  que resume toda a informação inclusa nesse vetor por meio da técnica do *Propensity Score Matching* (PSM). A função ou escore de propensão ( $p(X_i)$ ) é dada(o) pela probabilidade condicional de receber o tratamento dado o vetor  $X$  no período pré-tratamento, como representada(o) na Equação 3.15:

$$p(X_i) = Pr(T_i = 1|X_i) \quad (3.15)$$

Se respeitadas as hipóteses de ignorabilidade e suporte comum e se conhecido o escore de propensão, então pode-se admitir que:

$$Y_i(0) \perp T_i|X_i \Rightarrow Y_i(0) \perp T_i|p(X_i) \quad (3.16)$$

sendo assim, os indivíduos estarão pareados com base no escore de propensão. No presente estudo, buscou-se construir um contrafactual observável do grupo de escolas tratadas por meio do pareamento das características observadas encontrando um suporte comum entre os grupos de escolas tratadas e controles através da aplicação da técnica do *Propensity Score Matching*, tornando-os mais homogêneos possíveis de modo a minimizar o viés de seleção nas características observáveis.

Considerando os critérios de elegibilidade do programa de bonificação que influenciam na participação no programa e no resultado potencial, as variáveis tomadas como referência para construção do contrafactual são apresentadas no Quadro 2 a seguir:

Quadro 2: Características observáveis no período pré-tratamento

Variáveis	Descrição	Fonte
infraestrutura_escolar <sup>1</sup>	Índice de infraestrutura escolar	Censo Escolar
inse	Índice de Nível Socioeconômico	Censo Escolar
urbana	1, caso a escola esteja localizada na zona urbana, 0 caso seja na zona rural	Censo Escolar
carga_horaria	Quantidade de horas-aula na escola	Censo Escolar
media_alunos	Média de alunos por turma na escola	Censo Escolar
duracao_ano	Quantidade de dias de duração do ano letivo	Censo Escolar
num_funcionarios	Quantidade de funcionários por escola	Censo Escolar
escolha_diretor	1, caso diretor tenha sido escolhido por concurso, público, processo seletivo e/ou eleição, 0 caso contrário	SAEB
experiencia_diretor	Tempo de experiência do diretor da escola na função	SAEB
docentes_superior	Percentual de docentes com ensino superior	Censo Escolar

Fonte: Elaboração própria a partir das informações do INEP (2017; 2018).

A justificativa da utilização de tais variáveis para a escolha do grupo de controle se encontra na relação entre elas e a probabilidade de participação no programa de bonificação. Dada que a condição inicial necessária para concorrer ao prêmio consiste na inscrição da escola no processo seletivo, é esperado que as escolas que possuem diretores mais experientes, escolhidos de forma legítima e democrática, como também, professores mais qualificados, maior corpo de funcionários, dotadas de melhor infraestrutura escolar e nível socioeconômico, assim como uma menor média de alunos por turma, maior carga horária e duração do ano letivo tenham uma gestão administrativa e pedagógica mais eficiente, condicionando um melhor desempenho escolar de seus alunos e, conseqüentemente, uma probabilidade maior de participação no programa.

Para estimar o escore de propensão,  $p(X)$ , recomenda-se utilizar modelos de probabilidade como o modelo *logit* e o modelo *probit*. Contudo, para definir os indivíduos mais próximos com base no pareamento com escore de propensão é necessário estabelecer previamente o algoritmo de pareamento. Existem diversos algoritmos utilizados na literatura empírica, sendo os principais: vizinho mais próximo, raio, Kernel, polinomial. (PINTO, 2012).

Através da estimação de um modelo *logit*, o contrafactual para cada escola do grupo de tratamento foi construído usando as escolas do grupo de não-tratados que estão em uma vizinhança em torno do escore de propensão da escola tratada. Foram testados diversos algoritmos comumente utilizados para definir os indivíduos mais “próximos” dos tratados e julgou-se como mais adequado o pareamento por escore de propensão baseado em Kernel.

Pelo fato do público-alvo do programa de bonificação constituir as escolas da rede estadual da Paraíba, o grupo de controle será formado pelas escolas estaduais e municipais do Estado. Com isso, os grupos de tratados e controles foram identificados através de uma variável *dummy*, sendo o primeiro, escolas estaduais da Paraíba premiadas no Programa

<sup>1</sup> O Índice de Infraestrutura Escolar foi criado a partir do Método de Componentes Principais como método corretivo para o problema de colinearidade apresentado quando do pareamento, já que tal grupo de variáveis *dummies* utilizado para a criação do índice (escola com fornecimento de merenda, água, energia, presença de esgoto) descrevem um mesmo componente: a estrutura da escola.

Escola de Valor ( $D = 1$ ) e, o segundo, escolas municipais e estaduais que não participaram do programa ( $D = 0$ ).

Posteriormente, foram utilizados testes de inferência de média para verificar se, após o PSM, as médias das variáveis observáveis entre os grupos de controle e de tratamento no período pré-tratamento são iguais ao nível de significância estatística admitido. Posteriormente, foi testada, por meio da análise gráfica, a existência de suporte comum pela sobreposição do escore de propensão dos grupos de tratamento e de controle. Dessa forma, caso no ano anterior à intervenção, os grupos de tratamento e não-tratamento sejam semelhantes e, havendo sobreposição das características observáveis, respeitam-se as hipóteses de ignorabilidade e suporte comum minimizando o viés de seleção nas observáveis.

### 3.4.3 Método de Diferenças em Diferenças (DD)

O método de DD baseia-se no cálculo de uma dupla diferença, na qual a primeira consiste na diferença das médias da variável de interesse entre os períodos antes e após a mudança causada por uma política governamental para o grupo de tratamento e para o de controle, e a segunda constitui a diferença da primeira diferença calculada anteriormente entre os dois grupos (PINTO, 2012; WOODRIDGE, 2013).

Apesar da operacionalização do método requerer a existência de informações para ambos os grupos para ao menos um período de tempo pré e pós-programa, tornando a aplicação do método mais complicada e onerosa, o método de DD possui um conjunto de vantagens comparativamente a outros métodos não experimentais.

Uma das principais vantagens do método é a capacidade de lidar com o viés de seleção ligado às características não observáveis dos indivíduos, mais precisamente aquelas que são invariantes no tempo, uma fonte potencial de viés especialmente quando os programas avaliados são de educação (PINTO, 2012). Essa torna-se uma vantagem importante do método, já que, na maioria das vezes, essas características fixas não-observáveis influenciam a participação no programa. Dessa forma, o método de DD considera a associação entre a variável de resultado, a participação no programa e as características não observáveis dos indivíduos fixas no tempo ao menos durante o período de análise. Sendo assim, ele oferece uma ferramenta poderosa para mitigar o viés de autoseleção.

Visando identificar corretamente o efeito causal de uma intervenção, o método de DD é construído com base em um conjunto de hipóteses. De forma ideal, o método objetiva encontrar um contrafactual perfeito, isto é, selecionar um grupo para os quais a evolução da variável dependente represente a trajetória da variável para o grupo tratado no caso de não intervenção do programa.

Segundo Pinto (2012), a principal hipótese que dá embasamento ao método de DD é que a trajetória no tempo da variável de impacto para o grupo de controle consista numa previsão do que ocorreria com a variável de impacto do grupo tratado caso a intervenção não ocorresse. A intuição por trás dessa ideia é simples: se as trajetórias são parecidas

no período anterior ao programa, parece razoável concluir que a evolução do grupo de controle após o programa represente de maneira fidedigna o que ocorreria com o grupo de tratados na situação de não-tratamento. Sendo assim, se tal pré-requisito é atendido e tais diferenças controladas, então desvios na trajetória da variável dependente entre os grupos pós-programa confirmam os efeitos causais da intervenção (FOGUEL, 2012a).

A forma convencional de apresentar o estimador de DD é através do cálculo de uma dupla diferença de médias da variável dependente. Denotando por  $T = 1, 0$ , onde 1=tratados e 0= não-tratados e, por  $t = 1, 0$  os períodos depois e antes da implementação do programa, respectivamente, o estimador de DD pode ser representado segundo a Equação 3.17 a seguir:

$$\beta_{DD} = E[T = 1, t = 1] - E[T = 1, t = 0] - \{E[Y|T = 0, t = 1] - E[Y|T = 0, t = 0]\} \quad (3.17)$$

ou seja, pela diferença entre os dois períodos do ocorrido com o grupo de tratamento descontada da mesma diferença mensurada para o grupo de controle.

A representação formal do modelo de DD pode ser especificado como na Equação 3.18 a seguir:

$$Y_{it} = X_{it}\alpha + \lambda T_{it} + \rho t_{it} + \beta T_{it}t_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.18)$$

onde o subscrito  $t$  é uma variável binária que assume valor 1 no período posterior ao programa e 0, no caso período anterior ao programa. O vetor  $X$  consiste nas características observadas do indivíduo e  $T$  é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo é tratado e 0, caso contrário. O termo de erro é dado por  $\epsilon_{it}$ .

Sob a hipótese de que  $E[\epsilon|X, T, t] = 0$ , o efeito causal do programa condicional a  $X$  é estimado pelo coeficiente  $\beta$ , o coeficiente da variável de interação tratado x tempo ( $T_{it}t_{it}$ ).

Heckman et al. (1998) foram os pioneiros a sugerirem a utilização combinada dos métodos de pareamento e diferenças em diferenças no caso de dados em painel. De acordo com a literatura empírica, a combinação dos métodos se justifica pelo fato de que algumas das hipóteses admitidas em cada um dos métodos possam ser substituídas por hipóteses mais fracas (PINTO, 2012).

O presente estudo tem como estratégia utilizar conjuntamente a técnica do PSM e o Método de Diferenças em Diferenças visando minimizar o viés de seleção nas características observáveis e não-observáveis fixas no tempo tornando possível a estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados, visto que, segundo a literatura empírica, consiste na grande vantagem de aliar os dois métodos de avaliação de impacto (PINTO, 2012).

Utilizou-se da técnica do pareamento aliada ao método de diferenças e diferenças no intuito de homogeneizar os grupos de tratados e controles no período pré-programa por meio do *matching* e, assim, permitir o relaxamento da hipótese de trajetórias paralelas do método de DD. Através da aplicação do DD, permitiu-se relaxar as hipóteses de ignorabilidade e

suporte comum do PSM ao admitir diferenças nas não-observáveis invariantes no tempo. A Equação 3.19 abaixo descreve o estimador de DD ponderado pelo escore de propensão obtido do PSM:

$$\delta_{DD-PSM} = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^n T_i [\Delta Y_{it} - \Delta \hat{Y}_{it}(0)] \quad (3.19)$$

Dessa forma, consistiram em duas as principais motivações que levaram a decisão do emprego do método de Diferenças em Diferenças, sendo elas: 1) a primeira e, principal motivação, foi a da indisponibilidade das informações das notas obtidas pelas escolas participantes do processo seletivo do programa Escola de Valor devido à falta de divulgação e transparência da Secretaria de Educação do Estado, tornando impossível a aplicação do método de Regressão Descontínua; 2) a segunda deveu-se ao programa tratar de um quase-experimento e existir informações antes e depois das escolas participantes e não-participantes da política, tornando possível a aplicação do método.

Ainda assim, a indisponibilidade de informações dificultou o acesso à relação das escolas premiadas pelo Escola de Valor para muitos anos de vigência do programa, o que acabou por trazer muitas limitações ao presente estudo como a restrição da análise do efeito do bônus apenas para o curto prazo, mais especificamente para as escolas premiadas no ano de 2016, apenas pelo motivo de haver informação para este ano. Logo, escolheu-se avaliar o impacto do programa em um ano específico, 2016 (ano da intervenção), e comparar os resultados educacionais de 2015 (ano pré-intervenção) com 2017 (pós-intervenção).

#### 3.4.4 Fonte dos dados e variáveis utilizadas

Visando avaliar o impacto do Programa Escola de Valor serão utilizados os microdados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e do Censo Escolar referentes aos anos de 2015 e 2017 para as escolas públicas (municipais e estaduais) do Estado da Paraíba, disponibilizados por meio do portal do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa Educacionais Anísio de Teixeira (INEP).

Em relação aos indicadores de impacto que poderiam ser escolhidos objetivando avaliar o impacto do Programa Escola de Valor nas escolas premiadas, esses poderiam ser diversos. O programa poderia impactar no aumento da eficiência da gestão administrativa e pedagógica escolar, no incentivo às escolas no desenvolvimento de práticas inovadoras de ensino e aprendizagem, do aumento do esforço dos professores, melhor desempenho dos alunos, assim como na redução da exposição dos jovens à criminalidade, da evasão escolar etc., dados os objetivos elencados pelo programa de bonificação.

Contudo, visando utilizar indicadores confiáveis e mensuráveis, serão utilizados a proficiência média dos alunos no SAEB nas disciplinas de Língua Portuguesa e Matemática, a taxa de aprovação escolar e a taxa de abandono escolar referentes às séries/anos finais das primeira e segunda fases do ensino fundamental (5º e 9º anos). Esses indicadores

foram escolhidos devido ao relacionamento direto que apresentam com o objetivo fim do programa, a saber, a melhora do desempenho escolar. Cabe salientar que, pelo fato do bônus estar atrelado às metas do IDEPB, uma avaliação interna, o fato do SAEB consistir em uma avaliação externa permite comparar os resultados do estudo com escolas de outros estados e evita alguns tipos de *gaming*.

Além disso, serão utilizadas como variáveis de controle as covariáveis extraídas do questionário socioeconômico do SAEB e dos microdados do Censo Escolar.

## 3.5 RESULTADOS

### 3.5.1 Pareamento

A estimação do escore de propensão foi realizada por meio de um modelo *logit* visando, no caso do presente estudo, estimar a probabilidade de uma escola qualquer do grupo de controle ser uma escola estadual paraibana premiada dado seu vetor de características observáveis.

Como dito anteriormente, a quantidade de covariáveis utilizadas no pareamento influencia a chance de encontrar ou não um grupo de controle parecido com o grupo de tratamento. A grande disponibilidade de dados do SAEB e do Censo Escolar permitiu testar, inicialmente, um grande número de características observáveis da escola para fins de pareamento. Contudo, foi observado que a medida que crescia o número de variáveis consideradas, diminuía a eficiência do pareamento, no sentido de encontrar escolas não-tratadas mais parecidas com o grupo de tratamento, levando, conseqüentemente, à uma pequena região de suporte comum observada através do teste de balanceamento. Desse modo, preferiu-se um modelo com um número menor de covariadas. Após a estimação do escore de propensão, foi feito o pareamento através do algoritmo de Kernel.

A amostra obtida foi composta por 82 escolas estaduais premiadas (tratadas) no ano de 2016 e 462 escolas estaduais e municipais do grupo de controle selecionado no pareamento. A Tabela 3.1 a seguir apresentam os testes de balanceamento e de médias das características observáveis no período pré-tratamento para o grupo de tratados e para o grupo de controle após o PSM.



Tabela 3.1 – Teste de balanceamento entre tratados e controles no período pré-tratamento

Variáveis	Antes (U) / Após Pareamento (M)	Média Tratado	Controle	Teste t $t$	$p >  t $
infraestrutura_escolar	U	0.69759	0.37809	11.38	0
	M	0.642	0.65226	-0.17	0.86
inse	U	3.43	3.09	3.02	0
	M	3.42	3.34	0.34	0.74
escola_urbana	U	0.88	0.43	8.19	0
	M	0.88	0.86	0.1	0.92
carga_horaria	U	272.48	282	-0.86	0.39
	M	258.38	258.58	-0.01	0.99
media_alunos	U	22.01	17.62	6.05	0
	M	23.67	23.31	0.26	0.8
duracao_ano	U	331.72	314.71	8.68	0
	M	330.33	327.15	0.66	0.51
num_funcionarios	U	47.42	21.65	10.28	0
	M	51	51.89	-0.15	0.88
dir_indicacao	U	0.65	0.7	-0.73	0.47
	M	0.63	0.62	0.03	0.98
experiencia_diretor	U	2.81	3.14	-1.59	0.11
	M	2.92	2.93	-0.03	0.98
docentes_superior5A	U	69.51	63.21	0.97	0.33
	M	81.62	80.65	0.15	0.88
docentes_superior9A	U	85.23	71.76	2.72	0.01
	M	87.19	86.92	0.07	0.94

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INEP (2017; 2018).

Ao aplicarmos testes de balanceamento, podemos verificar que rejeita-se a hipótese nula de que as médias das variáveis observáveis entre os grupos de controle e de tratamento antes do pareamento são iguais ao nível de 5% de significância estatística em apenas algumas características, desrespeitando as condições de seleção nas observáveis e de suporte comum. No entanto, após o pareamento, percebe-se por meio dos resultados dos testes de média que o grupo de controle e o grupo de tratamento tornam-se estatisticamente iguais ao nível de 5% de significância nas características observáveis. Isso quer dizer que, no ano anterior à intervenção da política, os grupos de tratamento e controle são semelhantes quanto às características observáveis.

Na Figura 3.2 a seguir observa-se a existência de suporte comum pela sobreposição do vetor de variáveis observáveis nos grupos de tratamento e de controle após o pareamento, minimizando o viés de seleção nas observáveis. Além disso, o respeito a tal hipótese do PSM permite o relaxamento da hipótese de trajetórias paralelas, condição da estimação do efeito médio do tratamento por meio do método de diferenças em diferenças.

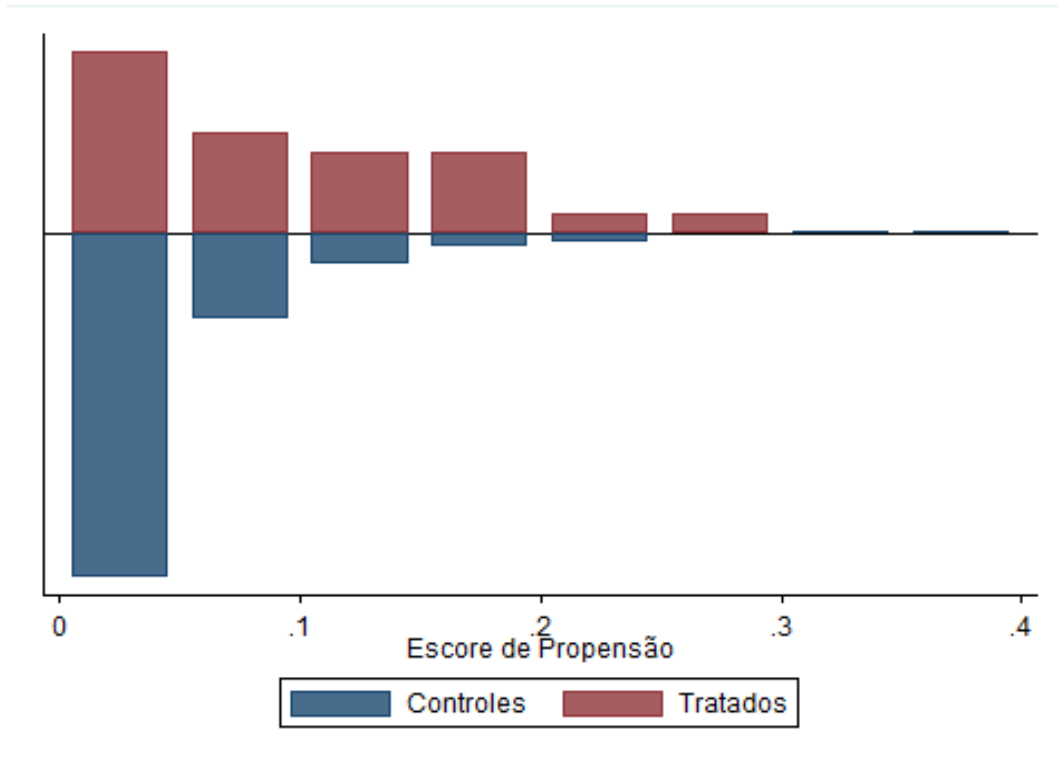


Figura 3.2 – Teste de suporte comum das características observáveis de tratados e controles no período pré-tratamento.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INEP (2017; 2018).

### 3.5.2 Estimações

Nesta seção, busca-se estimar e discutir acerca do impacto do Programa Escola de Valor sobre os indicadores educacionais da proficiência média em português e matemática, taxa de aprovação escolar e taxa de abandono das escolas estaduais participantes do programa de bonificação a docentes do Estado da Paraíba. Para isso, utilizou-se o método de Diferenças em Diferenças ponderado pelo escore de propensão obtido pelo pareamento visando controlar para o viés de seleção nas características observadas e não-observadas fixas no tempo e verificar a causalidade do programa sobre a melhora da qualidade do ensino.

#### 3.5.2.1 Impacto sobre a proficiência média

A Tabela 3.2 a seguir apresenta os resultados da estimação do impacto do programa de bonificação sobre a proficiência média em português e matemática do 5º e 9º anos do ensino fundamental para os alunos das escolas premiadas.

Tabela 3.2 – Estimação do impacto do Programa Escola de Valor sobre a proficiência média dos alunos.

Variáveis	Quinto Ano Nota média	Nono Ano Nota média
tratado	6.56** (2.76)	6.16** (2.54)
tempo	10.44*** (1.97)	9.18*** (1.90)
tratadoxtempo	-2.25 (4.15)	1.92 (3.73)
urbana	2.69 (3.71)	-3.45 (3.08)
infraestrutura_escolar	-4.1 (5.78)	1.41 (6.46)
num_funcionarios	0.10** (0.05)	0.08* (0.05)
duracao_ano	-0.01 (0.06)	-0.05 (0.06)
media_alunos	0.59*** (0.21)	-0.04 (0.22)
carga_horaria	0.01 (0.02)	-0.06* (0.04)
docentes_superior	0.02 (0.04)	-0.06 (0.08)
diretor_indicacao	1.34 (2.52)	-2.28 (1.87)
experiencia_diretor	1.03* (0.53)	1.52*** (0.56)
socioeducativa	-1.65 (3.92)	3.72 (5.95)
acessibilidade	1.36 (2.01)	-0.87 (2.25)
indigena	-17.85*** (3.82)	-16.31*** (6.27)
profissionalizante	7.03 (5.27)	14.67*** (5.10)
aee	-3.76** (1.84)	-1.69 (2.10)
inse	3.61** (1.64)	3.78*** (1.37)
outro_programa	-0.33 (1.91)	4.14** (2.03)
constante	153.28*** (1.44)	256.63*** (23.21)
<i>F</i>	16.18***	8.28***
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.26	0.26

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INEP (2017; 2018a; 2018b; 2018c).

Nota: \*Estatisticamente significativa a 10%; \*\*Estatisticamente significativa a 5%;

\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. Erros padrões robustos entre parênteses.

Da análise do teste de significância global  $F$  e do teste de ajuste  $R^2$ , vê-se que o modelo possui ajuste global e é robusto ao nível de 5% de significância estatística.

Como pode-se observar da Tabela 3.2, os resultados dão indícios da ausência de impacto do programa de bonificação aos docentes para o 5º ano e 9º ano do ensino fundamental sobre a proficiência média dos alunos das escolas premiadas no ano de 2016. A insignificância estatística do coeficiente da variável de interação (*tratadoxtempo*) revela que o programa não teve efeito no curto prazo, não sendo possível dizer nada a respeito do impacto de longo prazo do bônus sobre as notas dos alunos.

Em comparação aos resultados dos estudos de Furtado e Soares (2018), Lépine (2017) e Oshiro, Scorfave e Dorigan (2015), as evidências do presente estudo revelam uma ineficiência do programa da Paraíba já que os autores encontraram efeitos positivos dos programas de bonificação nos estados de Pernambuco e São Paulo sobre as notas médias dos alunos. Uma possível explicação para esse resultado pode ser o desenho do programa caracterizado por sistema de remuneração coletiva que pode gerar o problema do *free-rider* causando uma desmotivação do trabalho em equipe e, em última instância, dos professores em relação à melhora do desempenho escolar. Outra questão referente ao desenho do programa deriva da utilização de múltiplos critérios e objetivos, de forma que os profissionais da educação precisam se esforçar para atingir diversas metas para alcançar a premiação, causando uma possível desfocalização do objetivo fim do programa. Além disso, mesmo que o mecanismo de incentivo tenha sido bem desenhado, pode ter ocorrido uma desvirtuação do mesmo devido aos diferentes objetivos do principal, agentes e grupos envolvidos.

Os sinais e a significância estatística das variáveis *num\_funcionarios*, *experiencia\_diretor*, *indigena*, *profissionalizante*, *aee*, *inse* e *outro\_programa* foram esperados, pois confirmam a hipótese inicial do estudo de que escolas com um maior corpo de funcionários, diretores mais experientes, que possuem turmas de ensino profissionalizante, maior nível socioeconômico e que participam de programas governamentais possuem melhor desempenho escolar, já aquelas que possuem turmas indígenas, turmas com atendimento educacional especializado são condicionadas a um pior desempenho escolar. No entanto, os sinais e a significância estatística das variáveis *media\_alunos* e *carga\_horaria* para a proficiência escolar não foram os esperados, sugerindo uma correlação positiva da quantidade média de alunos por turma e negativa da quantidade de horas-aula escolar sobre as notas dos alunos, respectivamente.

### 3.5.2.2 Impacto sobre a taxa de aprovação

Como previsto pelo programa, constitui objetivo deste premiar as escolas exitosas no sentido do sucesso no processo de ensino e aprendizagem, sucesso que poderia ser medido de forma imediata pelo maior índice de aprovação dos alunos ou redução da repetência. Desse modo, estimou-se o impacto do bônus sobre a taxa de aprovação escolar.

Tabela 3.3 – Estimação do impacto do Programa Escola de Valor sobre a taxa de aprovação dos alunos.

Variáveis	Quinto Ano Taxa de aprovação	Nono Ano Taxa de aprovação
tratado	2.37 (2.13)	2.72 (2.03)
tempo	3.84*** (1.35)	1.85 (1.28)
tratadoxtempo	-2.66 (3.60)	1.81 (2.44)
urbana	3.27 (2.71)	2.20 (3.00)
infraestrutura_escolar	-0.24 (5.17)	0.98 (5.39)
num_funcionarios	0.01 (0.04)	0.07* (0.04)
duracao_ano	-0.01 (0.04)	-0.07 (0.05)
media_alunos	0.62*** (0.20)	-0.02 (0.19)
carga_horaria	0.02 (0.02)	-0.002 (0.02)
docentes_superior	-0.09** (0.04)	-0.07 (0.07)
diretor_indicacao	-0.05 (2.06)	-1.65 (1.74)
experiencia_diretor	0.05 (0.49)	0.50 (0.39)
socioeducativa	-0.07 (5.60)	0.68 (4.68)
acessibilidade	3.26* (1.93)	-1.34 (1.53)
indigena	-7.64 (5.69)	-13.49** (5.40)
profissionalizante	-3.65 (2.78)	1.53 (3.12)
aee	-3.31 (2.01)	0.35 (1.42)
inse	1.16 (1.02)	0.63 (1.04)
outro_programa	-0.59 (2.02)	1.99 (1.23)
constante	65.80*** (16.46)	115.09*** (21.19)
<i>F</i>	2.94***	2.36***
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.16	0.10

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INEP (2017; 2018a; 2018b; 2018c).

Nota: \*Estatisticamente significativa a 10%; \*\*Estatisticamente significativa a 5%;

\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. Erros padrões robustos entre parênteses.

Os resultados das estimações para o quinto e nono ano do ensino fundamental revelam a ausência de impacto do programa sobre tal indicador quantitativo do desempenho escolar dos alunos, mostrando que o bônus não tem efeito de curto prazo sobre o percentual de alunos aprovados anualmente nas escolas premiadas.

De acordo com os sinais e significância estatística dos coeficientes das variáveis controle, pode-se inferir que a média de alunos por turma e a presença de acessibilidade na escola condiciona maiores taxas de aprovação de seus alunos, enquanto, o tamanho do corpo de funcionários, o percentual de docentes com nível superior e a presença de turmas indígenas na escola têm relação inversa com a taxa de aprovação do alunado.

### 3.5.2.3 Impacto sobre a taxa de abandono

Conforme o programa, dentre os critérios de elegibilidade do programa está a escola apresentar estratégias para a redução da evasão escolar para atingir o objetivo de minimização da taxa de abandono escolar, dessa forma, foi estimado o efeito do bônus sobre este último indicador.

Tabela 3.4 – Estimação do impacto do Programa Escola de Valor sobre a taxa de abandono dos alunos.

Variáveis	Quinto Ano Taxa de abandono	Nono Ano Taxa de abandono
tratado	-1.25 (1.09)	-1.22 (1.55)
tempo	-1.56** (0.61)	-2.15** (0.83)
tratadoxtempo	1.64 (1.33)	-0.12 (1.86)
urbana	0.30 (0.84)	-3.87 (2.98)
infraestrutura_escolar	1.23 (1.92)	-0.16 (4.93)
num_funcionarios	0.01 (0.02)	0.05* (0.03)
duracao_ano	0.02 (0.02)	0.06 (0.04)
media_alunos	-0.07 (0.08)	-0.02 (0.10)
carga_horaria	-0.01* (0.01)	-0.01* (0.01)
docentes_superior	0.01 (0.01)	0.08 (0.07)
diretor_indicacao	0.07 (0.80)	1.70 (1.05)
experiencia_diretor	-0.56** (0.22)	-0.61*** (0.22)
socioeducativa	1.52 (2.70)	-1.38 (3.27)
acessibilidade	-1.30* (0.69)	-0.65 (0.86)
indigena	6.78*** (1.95)	12.17** (6.03)
profissionalizante	0.94 (1.10)	-1.46 (1.51)
aee	1.70* (0.88)	1.10 (0.76)
inse	-0.07 (0.48)	-1.11** (0.55)
outro_programa	2.35 (1.96)	0.42 (1.04)
constante	-0.06 (6.63)	-12.27 (14.31)
<i>F</i>	2.59***	3.35***
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.12	0.14

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INEP (2017; 2018a; 2018b; 2018c).

Nota: \*Estatisticamente significativa a 10%; \*\*Estatisticamente significativa a 5%;

\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. Erros padrões robustos entre parênteses.

Da análise dos resultados apresentados acima, pode-se inferir que o programa de bonificação por desempenho não apresentou efeito causal sobre a taxa de abandono escolar em 2016 para as escolas premiadas. Em outras palavras, não houve qualquer melhora em tal indicador das escolas que participaram do programa (tratadas) em relação ao das escolas que não participaram do programa (controles).

Constatações interessantes podem ser extraídas da observância dos sinais e da significância estatística das variáveis controle *esc\_num\_func*, *carga\_horaria*, *dir\_exp*, *esc\_indigena*, *esc\_aee* e *inse* sugerindo que escolas com maior carga horária, diretores mais experientes, equipadas para a acessibilidade e com maior nível socioeconômico possuem menores taxas de abandono escolar, enquanto unidades escolares com um maior número de funcionários, que possuem turmas indígenas e de atendimento especializado possuem maiores taxas de evasão escolar.

### 3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho se insere na discussão empírica acerca da efetividade das políticas de responsabilização educacional, mais especificamente, dos programas de bonificação aos docentes. O objetivo central do estudo consistiu em avaliar o impacto do Programa Escola de Valor – programa de bonificação aos docentes do Estado da Paraíba que gratifica com um 14<sup>o</sup> salário os profissionais de educação das escolas públicas estaduais de educação básica selecionadas em processo seletivo - sobre a proficiência média em português e matemática, a taxa de aprovação escolar e a taxa de abandono dos alunos das escolas premiadas.

Para atender ao objetivo proposto, utilizou-se da técnica do *Propensity Score Matching* (PSM) aliada ao método de Diferenças em Diferenças (DD). A partir do PSM, buscou-se a construção do melhor contrafactual do grupo das escolas tratadas por meio do pareamento das características observadas através do suporte comum entre os grupos de tratados e controles. Por meio do método de DD, comparou-se os resultados ao longo do tempo visando eliminar as diferenças não-observáveis fixas no tempo entre as escolas afetadas pelo tratamento e as do grupo de controle. Visando estimar o efeito médio de tratamento sobre os tratados, foi utilizado o estimador de DD ponderado pelo escore de propensão obtido no PSM.

Devido a inconstância dos critérios de seleção das escolas premiadas pelo programa durante sua vigência e a falta de informações, escolheu-se avaliar o impacto do programa em um ano específico 2016 (ano da intervenção) comparando os resultados educacionais de 2015 (ano pré-intervenção) com 2017 (pós-intervenção) para escolas tratadas e controles. Para tanto, utilizou-se os microdados do SAEB e do Censo Escolar referentes aos anos de 2015 e 2017 para as escolas públicas (municipais e estaduais) do Estado da Paraíba, disponibilizados por meio do portal do INEP.



Inicialmente, por meio da estimação do escore de propensão através do modelo *logit* utilizando o algoritmo de Kernel, foi observado pelos testes de balanceamento e de médias o pareamento dos grupos de tratados e controles nas características observáveis. Observou-se ainda a existência de suporte comum pela sobreposição do vetor de variáveis observáveis nos grupos de tratamento e de controle após o pareamento, minimizando o viés de seleção nas observáveis.

A estimação do impacto do programa sobre as variáveis de resultado da proficiência média em português e matemática, taxa de aprovação e taxa de abandono do 5º e 9º ano do ensino fundamental através do método de Diferenças em Diferenças ponderado pelo escore de propensão apontou a ausência de impacto do programa de bonificação aos docentes sobre a nota dos alunos das escolas premiadas, assim como sobre a taxa de aprovação e a taxa de abandono dos estudantes, em contraponto com os resultados obtidos nos estudos de Furtado e Soares (2018), Lépine (2017) e Oshiro, Scorfave e Dorigan (2015) já que os autores encontraram efeitos positivos dos programas de bonificação dos estados de Pernambuco e São Paulo sobre as notas médias dos alunos das escolas beneficiadas.

Os sinais e a significância estatística das covariadas foram os esperados e confirmam a literatura empírica existente de que escolas com um maior corpo de funcionários, diretores mais experientes, que possuem turmas de ensino profissionalizante, maior nível socioeconômico e que participam de programas governamentais possuem melhor desempenho escolar, enquanto que uma maior média de alunos por turma e a presença de acessibilidade na escola condiciona maiores taxas de aprovação, já escolas com maior carga horária, diretores mais experientes, equipadas para a acessibilidade e com maior nível socioeconômico possuem menores taxas de abandono escolar.

Diante do que foi mencionado, pode-se concluir pela inexistência de efeito causal do bônus sobre os indicadores de proficiência, taxa de aprovação e de evasão escolar demonstrando uma ineficiência do programa de bonificação aos docentes, visto que esses indicadores possuem relação direta com o objetivo fim do programa, a saber, a melhora do desempenho escolar. Em outras palavras, não foi observada no ano analisado, 2016, qualquer melhora em tais indicadores das escolas que participaram do programa (tratadas) em relação aos dos seus contrafactuais, isto é, aquelas escolas que não participaram do programa, mas que são iguais nas características observadas às tratadas (controles).

O fato do bônus estar condicionado às notas da avaliação interna do IDEPB e não às notas do SAEB, uma avaliação externa, garante maior confiabilidade aos resultados obtidos nesse estudo, visto que evita a ocorrência de potenciais vieses, como de *gaming*. Contudo, deve-se salientar que a indisponibilidade de informações devido à falta de divulgação e transparência da Secretaria de Educação do Estado da Paraíba acabou por trazer muitas limitações ao presente estudo, tornando inviável a aplicação de outros métodos mais avançados de avaliação de impacto, assim como restringindo a análise do efeito do bônus apenas para o curto prazo, mais especificamente para as escolas premiadas no ano de 2016.

Sendo assim, é importante cobrar do órgão uma maior transparência na divulgação dos resultados do processo seletivo de forma a viabilizar em trabalhos futuros uma avaliação econômica mais abrangente da política que é justificada pela soma vultuosa de recursos públicos que a mesma demanda, representado assim, custos significativos para a sociedade.

## REFERÊNCIAS

ALEXANDRE, M. R.; LIMA, R. S. P. de.; WALTENBERG, F. D. Teoria econômica e problemas com remuneração de professores por resultados. **Cadernos de Pesquisa**, v. 44, n. 151, p. 36-61, jan./mar. 2014.

BARBOSA FILHO, F. de. H.; PESSÔA, S. de. A. Educação e Crescimento: O que a Evidência Empírica e Teórica Mostra? **Revista Economia**, v.11, n.2, p. 265–303, mai/ago. 2010.

BECKER, G. Investment in human capital: A theoretical analysis. **Journal of Political Economy Part 2: Investment in Human Beings**, v. 70, n. 5, pp. 9–49, 1962.

BEM-PORATH, Y. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. **Journal of Political Economy**, v. 75, n. 4, part. 1, aug. 1967.

BISHOP, J. H.; WOESMANN, L. Institutional Effects in a Simple Model of Educational Production. **Education Economics**, v. 12, p. 17-38, apr. 2004.

BONAMINO, A. C. Avaliação educacional no Brasil 25 anos depois: onde estamos? In: BAUER, Adriana; GATTI, Bernardete A. (Orgs.). **Vinte e cinco de avaliação de sistemas educacionais no Brasil: origens e pressupostos**. Florianópolis: Insular, p 43-60, 2013.

BUKOWSKI, P.; KOBUS, M. The threat of competition and public school performance: Evidence from Poland. **Economics of Education Review**, v. 67, p. 14-24, 2018.

COWAN, J.; GOLDHABER, D. Do bonuses affect teacher staffing and student achievement in high poverty schools? Evidence from an incentive for national board certified teachers in Washington State. **Economics of Education Review**, v. 65, p. 138-152, 2018.

FOGUEL, M. N. Diferenças em Diferenças. In: MENEZES-FILHO, N. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 1. ed. 2012.

cap. 4.

FOGUEL, M. N. Modelo de resultados potenciais. In: MENEZES-FILHO, N. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 1. ed. 2012. cap. 2.

FOWLES, J. T.; TANDBERG, D. A. State Higher Education Spending: A Spatial Econometric Perspective. **American Behavioral Scientist**, v. 61, n. 14, p. 1773-1798, 2017.

FRYER JR, R. G. Teacher Incentives and Student Achievement: Evidence from New York City Public Schools. **Harvard University and NBER**, nov. 2011.

FURTADO, C. S. do V.; SOARES, T. M. O impacto da bonificação educacional em Pernambuco. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 29, n. 70, p. 48-76, jan./abr. 2018.

GLEWWE, P.; ILIAS, N.; KREMER, M. Teacher incentives. **National Bureau of Economic Research**. n. 9671, p. 1-47, apr. 2003.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of Economic Studies**. v. 65, p. 261-294, 1998.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2015**. Brasília: Inep, 2017. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 10 nov. 2018.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2017**. Brasília: Inep, 2018. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 20 mar. 2019.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados do Censo da Educação Básica 2015**. Brasília: Inep, 2018. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 10 nov. 2018.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO

TEIXEIRA. **Microdados do Censo da Educação Básica 2017**. Brasília: Inep, 2018. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 20 mar. 2019.

LAFFONT, J. J.; MARTIMORT, D. **The Theory of Incentives: The Principal-Agent Model**. 2002. 382 p.

LAVY, V. Evaluating the Effect of Teachers' Group Performance Incentives on Pupil Achievement. **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 6, pp. 1286-1317, dec. 2002.

LAZEAR, E. P. Teacher incentives. **Swedish Economic Policy Review**, v. 10, p. 179-214, 2003.

LÉPINE, A. G. **Essays in the economics of education of Brazil**. (Ensaio em economia da educação no Brasil). Tese (Doutorado em Economia) - Universidade de São Paulo, 2016. 119 f.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, pp. 281-302, 1958.

MURALIDHARAN, K.; SUNDARARAMAN, V. Teacher Performance Pay: Experimental Evidence from India. **Journal of Political Economy**, v. 119, n. 1, pp. 39-77, feb. 2011.

NEAL, D.; SCHANZENBACH, D. W. Left behind by design: Proficiency counts and test-based accountability. **The Review of Economics and Statistics**, v.92, n. 2, p. 263-283, 2010.

OSHIRO, C. H.; SCORZAFAVE, L. G.; DORIGAN, T. A. Impacto Sobre o Desempenho Escolar do Pagamento de Bônus aos Docentes do Ensino Fundamental do Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 2, p. 213-249, abr./jun. 2015.

PARAÍBA (Estado). LEI Nº 9.879, DE 13 DE SETEMBRO DE 2012. **Diário Oficial [do] Estado da Paraíba**, Poder Executivo, João Pessoa, 14 set. 2012. Seção 1, p. 15.039.

PARAÍBA (Estado). Secretaria do Estado da Educação. **Edital Nº. 003/2013-GS-Prêmio Escola de Valor**. João Pessoa, 2013. 10 p.

PARAÍBA (Estado). Secretaria do Estado da Educação. **Edital Nº. 004/2014-GS-**

**Prêmio Escola de Valor.** João Pessoa, 2014. 9 p.

PARAÍBA (Estado). Secretaria do Estado da Educação. **Edital N° 005/2016-GS-Prêmio Escola de Valor.** João Pessoa, 2016. 11 p.

PARAÍBA (Estado). Secretaria do Estado da Educação. **Escolas da rede pública estadual de ensino contempladas no Prêmio Escola de Valor, edição 2016, considerando o disposto no Edital nº 005/2016–GS.** João Pessoa, 2016. 3 p.

PINTO, C. C. X. Pareamento. In: MENEZES-FILHO, N. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais.** São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 1. ed. 2012. cap. 5.

RAPLE, B. A. Payment by Results: An Example of Assessment in Elementary Education from Nineteenth Century Britain. **Education Policy Analysis Archives**, v. 2, n. 1, p. 1-21, jan. 5th 1994.

REBACK, R. Teaching to the rating: School accountability and the distribution of student achievement. **Journal of Public Economics**, v. 92, p. 1394–1415, 2008.

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, mar. 1961.

SOARES, J. F. Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 130, jan./abr. 2007.

SWAIN, W. A.; RODRIGUEZ, L. A.; SPRINGER, M. G. Selective retention bonuses for highly effective teachers in high poverty schools: Evidence from Tennessee. **Economics of Education Review**, v. 68, pp. 148–160, 2019.

WALTENBERG, F. D. Teorias econômicas de oferta de educação: evolução histórica, estado atual e perspectivas. **Educação e Pesquisa**, v. 32, n.1, p. 117-136, jan./abr. 2006.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna.** São Paulo: Cengage Learning, 4 ed. 2013.

## 4 TRANSBORDAMENTOS ESPACIAIS DA EDUCAÇÃO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

### 4.1 INTRODUÇÃO

Após a fase de ampliação do acesso à educação pública vivenciada no Brasil a partir da década de 1990, a qual praticamente universalizou o ensino fundamental e promoveu o crescimento da escolaridade média da mão de obra, o desafio passou a ser a melhoria da qualidade da educação ofertada de maneira universal (MENEZES-FILHO, 2007).

A promoção da melhoria da qualidade da educação requer a compreensão sobre o verdadeiro impacto das variáveis extra e intraescolares sobre a proficiência dos alunos para o estabelecimento de regras que tornem a alocação de recursos eficientes nessa área. Nesse sentido, uma agenda cujo objetivo seja a melhoria da qualidade da educação pública deve buscar entender o papel das variáveis que circundam a vida do aluno, que vão desde os aspectos individuais e da sua família, passando pelos insumos escolares até a influência do espaço.

Sabe-se que na condição de bem-público não-exclusivo e não-rival, a educação gera externalidades positivas advindas do seu retorno individual e social. Estudos têm encontrado evidências da existência de externalidades positivas do aumento do capital humano nos municípios brasileiros (FALCÃO E SILVEIRA NETO, 2007; MORETTI, 2002). Tais externalidades tenderiam a afetar em maior grau os indivíduos com maiores níveis educacionais e as diferenças de produtividade entre os agentes estariam vinculadas a vantagens produtivas geradas pela presença de um maior estoque de capital humano nestas localidades (FALCÃO E SILVEIRA NETO, 2007).

Segundo Barro e Lee (2010), quanto mais distribuída estiver a educação no espaço, mais capacitada estará a força de trabalho para absorver as tecnologias disponíveis, impulsionando a produtividade e o crescimento econômico. Além disso, altos níveis locais de capital humano tem a possibilidade de elevar a produtividade agregada da região por meio do potencial efeito direto do capital humano individual na redução da criminalidade, dos gastos com saúde e de tornar a população mais consciente e participativa politicamente (MORETTI, 2002).

Na ciência regional, ficou a cargo da Nova Geografia Econômica atribuir a localização um papel importante antes renegado e deixado em segundo plano pelas demais áreas de pesquisa, dando-a importância crucial a medida que, quanto mais próximas as regiões, maiores as externalidades advindas das trocas de informações e conhecimentos (ALMEIDA, 2012; FUJITA, KRUGMAN e VENABLES, 1999; VERNIER, BAGOLIN e FOCHEZATTO, 2017).

O Brasil é caracterizado por possuir significativas diferenças territoriais e regionais,

sendo que o Norte e Nordeste são as regiões que apresentam os piores indicadores socioeconômicos do país. Estudos empíricos sugerem que parte dessa desigualdade é explicada pelas disparidades educacionais (MENEZES-FILHO, 2001; MENEZES-FILHO et al., 2006; RODRIGUES et al., 2017; SOUZA et al., 2013). Portanto, é importante entender como a qualidade da educação está espacialmente distribuída, já que disso dependerá o nível e a distribuição dos retornos educacionais de um país.

A maioria dos estudos nessa área abordam os transbordamentos dos gastos em educação e a influência exercida pela vizinhança sobre tais variáveis (CARNEIRO, 2014; FOWLES e TANDBERG, 2018). Todavia, poucos pesquisadores se empenharam em entender os transbordamentos da qualidade da educação (LOBÃO e DA SILVA, 2018; RODRIGUES et al., 2017; VERNIER, 2016; VERNIER, BAGOLIN e FOCHEZATTO, 2017). Nesse sentido, este estudo pretende contribuir com o debate acerca da importância da consideração do espaço na determinação da qualidade da educação ofertada por meio do reconhecimento dos limites geográficos no estudo das externalidades educacionais.

O transbordamento da qualidade da educação será analisado a partir da proficiência média em português e matemática para alunos dos anos finais do ensino fundamental por meio dos modelos econométrico-espaciais. Adicionalmente, propõe-se estimar os efeitos diretos e indiretos da variação nas características de um município sobre o próprio município e seus municípios vizinhos.

Para execução do exercício econométrico utilizou-se os dados do SAEB referentes ao ano de 2015 para os municípios brasileiros. Para controlar por fatores não observáveis, a nota do SAEB de 2011 do 5º ano do ensino fundamental foi utilizada como controle.

Além desta introdução, este trabalho está dividido em cinco seções. A seção 4.2, na sequência, discorre acerca da revisão de literatura empírica sobre *spillovers* espaciais da educação. A seção 4.3 apresenta os aspectos metodológicos e os modelos estimados. A seção 4.4 apresenta a base de dados utilizada e as estatísticas descritivas. Na seção 4.5 são discutidos os resultados encontrados e, finalmente, na seção 4.6, são feitas as considerações finais.

## 4.2 SPILLOVERS EDUCACIONAIS: ESTUDOS EMPÍRICOS

Ao longo das últimas décadas diversos estudos têm como preocupação central investigar as externalidades do capital humano. Em sua maioria, os estudos têm o foco em analisar a existência e os efeitos das externalidades da educação sobre os salários, produtividade do trabalho, crescimento econômico e desenvolvimento regional.

Segundo Moretti (2002), altos níveis locais de capital humano tem a possibilidade de elevar a produtividade agregada por meio do efeito direto que o capital humano individual pode causar na redução da criminalidade, dos gastos com saúde e tornar a população mais consciente e participativa politicamente.

Queiroz (2003) encontrou evidências positivas dos efeitos sociais do capital humano sobre o diferencial regional de salários em Minas Gerais. Os resultados apontam para um aumento dos salários médios de 8% e 2% dado um aumento de um ano de estudo ou do número de indivíduos com ensino médio completo, respectivamente.

Araújo e Silveira Neto (2004) apresentam evidência da presença de externalidades positivas do aumento da concentração regional de capital humano sobre a produtividade individual dos agentes. Utilizando os microdados da PNAD 2002, os resultados do estudo sugerem que as diferenças na disponibilidade do estoque de capital humano nas regiões geram uma relação positiva entre a concentração de capital humano e a produtividade dos trabalhadores nas grandes cidades, sendo importantes para explicar os diferenciais regionais de renda no Brasil.

Falcão e Silveira Neto (2007) encontraram evidências da existência de externalidades positivas da concentração de capital humano nos municípios brasileiros. Os resultados do estudo apontam que tais externalidades tenderiam a afetar em maior grau os indivíduos com maiores níveis educacionais. Segundo os autores, é possível que tais diferenças de produtividade entre os agentes estejam vinculadas a vantagens produtivas geradas pela presença de um maior estoque de capital humano nestas localidades.

No que se refere aos estudos utilizando métodos de econometria espacial ligados à educação, verifica-se que a literatura ainda se apresenta bem incipiente. A maioria dos estudos nessa área estão mais relacionados aos gastos em educação e a influência exercida pela vizinhança sobre tal variável.

Nesse sentido, Carneiro (2014) testa a hipótese de existência de *spillovers* nos gastos municipais. Utilizando dados de corte transversal e o método *Generalized Spatial Two-Stage Least Squares* (GS2SLS), o autor chega à conclusão de que há uma relação de complementariedade nos gastos dos municípios próximos. Os coeficientes com magnitudes mais elevadas dos gastos em cultura e segurança pública denotam maior poder discricionário, em detrimento dos gastos em Educação, Saúde e Administração Pública que são condicionados por restrições legais.

Seguindo a mesma linha de pesquisa, Fowles e Tandberg (2018) utilizam os métodos econométricos-espaciais objetivando investigar se e, caso comprovado, estimar em que medida os gastos do Estado com o ensino superior em três categorias, incluindo as dotações para universidades públicas, são influenciados pelas decisões de gastos dos estados vizinhos. Os autores encontraram evidências de interdependência geográfica significativa nos dispêndios para o ensino superior.

No que diz respeito aos estudos que utilizam a metodologia econométrico-espacial para analisar a dependência espacial em variáveis ligadas diretamente à qualidade educação, os poucos trabalhos encontrados são bem recentes, sendo desenvolvidos nos últimos cinco anos.

Vernier (2016) em sua tese emprega o modelo de dados em painel visando aprofundar



o estudo da espacialidade educacional e analisar se há efeitos não-observados. A base de dados foi constituída de 5.507 municípios com informações do INEP para os períodos de 2008-2011 e 2011-2013. A metodologia consistiu em estimar o painel tradicional sem a inclusão de variáveis espaciais e, em seguida, confirmada a existência, acrescentou-se três controles ao modelo, o primeiro modelando a heterogeneidade espacial; o segundo, a autocorrelação espacial; e o terceiro, ambos os fenômenos. Verificada a existência de efeitos não-observáveis, foi estimado o modelo de efeitos fixos. Os resultados revelam que a significância estatística da variável *dummy* de região sugere que o fato de estar localizado nas demais regiões, que não a Nordeste, gera impacto positivo no desempenho escolar e a significância da variável dependente defasada espacialmente corrobora com a existência de transbordamento na educação.

Vernier, Bagolin e Fochezatto (2017), utilizando modelos de econometria espacial, investigaram o efeito do capital humano via proficiência. Os autores analisaram a ocorrência de transbordamento da educação por meio do ensino superior através de professores mais qualificados, utilizando como *proxy* o conceito ENADE dos cursos de Letras, Matemática e Pedagogia. Foram utilizados dados municipais do INEP das avaliações do SAEB (2013), ENADE (2008) e também dados do IBGE (2010). Utilizando a proficiência média em matemática dos alunos de 8º série/9º ano do ensino fundamental como variável dependente e como controles variáveis socioeconômicas, do *background*<sup>1</sup> familiar, as proporções de professores pós-graduados e de professores esforçados, os autores encontraram indícios de forte dependência, sugerindo que o desempenho de um município está positivamente associado ao dos seus vizinhos. Uma constatação interessante foi que somente foi verificado o efeito do ensino superior no próprio município e que a qualidade, e não somente a sua existência, é que explica tal efeito.

Com o objetivo de analisar a desigualdade educacional da região Nordeste, Rodrigues et al. (2017) calcularam e utilizaram como variável dependente o Índice de Gini Educacional (IGE). Detectou-se a presença de autocorrelação espacial positiva indicando que municípios com alto IGE estão próximos a municípios com alto IGE. A significância estatística e o sinal dos coeficientes sugerem que o PIB municipal per capita, a presença de IES e a frequência escolar líquida atuam no sentido da redução da desigualdade educacional nos municípios. Uma conclusão importante do trabalho é que a reduzida magnitude e efeito das variáveis relativas ao sistema educacional sugerem seu impacto apenas no longo prazo.

Lobão e Da Silva (2018) tem como objetivo avaliar a existência de *spillovers* educacionais nos municípios da região Norte denominada de Amazônia Legal, através da identificação de padrões espaciais de desenvolvimento educacional entre os municípios e da correlação espacial entre variáveis socioeconômicas e o crescimento do nível de educação. Utilizando os métodos da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e a estimação

<sup>1</sup> Características familiares tais como escolaridade dos pais, renda da família, ambiente familiar, disponibilidade de livros, acesso à internet, trabalho da criança/adolescente dentro ou fora de casa.

dos modelos espaciais SAR, SDM e SAC chegou-se às conclusões da presença de transbordamentos espaciais e de que as taxas de pobreza, de analfabetismo e de trabalho infantil dos municípios impactam diretamente no desenvolvimento educacional dos municípios.

Após situar-se acerca do estado da arte do tema pesquisado, a próxima seção apresenta a metodologia utilizada a fim de atingir os objetivos propostos no presente estudo.

## 4.3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

### 4.3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Similarmente à econometria convencional, na econometria espacial é preciso realizar previamente uma análise exploratória dos dados antes de estimar os modelos de regressão. Segundo Anselin (1988), a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) consiste em um conjunto de procedimentos técnicos que servem para descrever e observar distribuições espaciais, identificar pontos extremantes e padrões de associação no espaço denominados *outliers* e *clusters* espaciais, respectivamente. De acordo com Almeida (2012), a AEDE auxilia na etapa posterior de especificação dos modelos espaciais.

O primeiro passo de uma AEDE é testar a existência de autocorrelação espacial, isto é, se os dados são aleatoriamente distribuídos ou não no espaço. No entanto, para isso, é necessário, anteriormente, construir uma matriz de ponderação espacial ( $W$ ) que retrate o arranjo espacial das interações geradas a partir do fenômeno analisado. Os pesos espaciais ( $w_{ij}$ ) representam o grau de influência de uma região  $i$  sobre a região  $j$  segundo algum critério de proximidade. De acordo com LeSage e Pace (2009), se  $W$  for normalizada, o termo somatório  $\sum W_{ij}y_i$  representa a defasagem espacial que resulta em um escalar que é uma média de valores nas observações vizinhas.

Na literatura, o critério de proximidade geográfica definido de acordo com a contiguidade e a distância são os mais adotados (RÊGO e PENA, 2012).

Idealmente, a matriz de pesos espaciais deveria ser escolhida com o objetivo de captar a integral autocorrelação espacial acerca do fenômeno estudado (ALMEIDA, 2012). No entanto, na prática, a escolha da matriz adequada passa, na maioria dos casos, por um processo de tentativa e erro.

A matriz binária de contiguidade segundo as convenções rainha ou torre possuem a desvantagem de não assegurarem uma conexão balanceada entre as regiões, pois pode haver regiões com muitos vizinhos e outras com poucos. Já a vantagem delas consiste em permitir a clara definição de contiguidades de ordens superiores. Já em relação às matrizes baseadas na distância geográfica, a grande vantagem da adoção da convenção da matriz de  $K$ -vizinhos mais próximos é que ela garante a inexistência de "ilhas", isto é, regiões que não possuam vizinhos, dado que haverá equilíbrio no número de vizinhos para todas as regiões.

Dadas as características do presente estudo, adotou-se a matriz de  $K$ -vizinhos, visto

que na literatura empírica citada anteriormente, a mesma é utilizada com mais frequência (LOBÃO e DA SILVA, 2018; RODRIGUES et al., 2017; VERNIER, BAGOLIN e FOCHEZATTO, 2017).

Após a definição da matriz de pesos espaciais a ser adotada, o próximo passo consiste na AEDE por meio da estatística de teste do  $I$  de Moran. O  $I$  de Moran consiste em um coeficiente de autocorrelação espacial do tipo produto cruzado que testa a hipótese de distribuição aleatória dos dados espaciais permitindo verificar e fazer inferência acerca da presença de dependência espacial. O  $I$  de Moran global pode ser definido como na Equação 4.1 a seguir:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z'} \quad (4.1)$$

em que  $n$  é o número de regiões,  $z$  representa os valores da variável padronizada,  $Wz$  é a matriz de ponderação espacial e  $S_0$  é um escalar resultante do somatório dos elementos da matriz de pesos espaciais  $W$ .

A hipótese nula do teste é a aleatoriedade espacial. O valor do coeficiente varia entre -1 e 1, quanto mais próximo de -1 maior a dispersão dos dados sinalizando presença de autocorrelação negativa e, quanto mais próximo de 1, maior a concentração dos dados através das regiões indicando a presença de autocorrelação positiva (ALMEIDA, 2012).

Além da medida global de associação linear global, Arselin (1988) propôs o *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) que permite identificar padrões de autocorrelação espacial local, podendo ser calculado segundo a Equação 4.2 a seguir:

$$I_l = \frac{y_j \sum_{j=1}^n w_{ij} y_i}{\sum_{j=1}^n y_i^2} \quad (4.2)$$

onde  $n$  trata-se do número de regiões,  $w_{ij}$  consistem nos elementos da matriz de ponderação espacial,  $y_i$  e  $y_j$  são os valores da variável de interesse e os subscritos  $i$  e  $j$  são as diferentes regiões.

Combinando as informações do diagrama de dispersão de Moran e do mapa de significância LISA, pode-se extrair informação mais simples e interessante do mapa de *clusters* LISA por meio da análise dos seus quadrantes que representam quatro tipos de associação espacial linear, sendo eles: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB), Baixo-Alto (BA). Os quadrantes AA e BB denotam autocorrelação positiva (*clusters*), significando que regiões com valores altos (baixos) da variável considerada estão próximas de regiões que também apresentam valores altos (baixos). Em oposição a esse padrão, os quadrantes AB e BA sugerem autocorrelação negativa (*outliers*), indicando que regiões com valores altos (baixos) da variável considerada estão próximas de regiões que também apresentam valores baixos (altos).

### 4.3.2 Modelos Espaciais

Após detectada e mensurada a autocorrelação espacial, cabe incorporar a dependência espacial no modelo econométrico convencional. Parte-se do processo a-espacial representado pelo modelo de regressão linear clássico e incorpora-se as defasagens espaciais  $Wy$  (na variável dependente),  $WX$  (nas variáveis independentes),  $W\xi$  e/ou  $W\varepsilon$  (nos termos de erro) visando controlar a dependência espacial (ALMEIDA, 2012).

Parte-se do modelo de dependência espacial geral (SGM) apresentado na Equação 4.3 a seguir:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + W_1 X\tau + \varepsilon \quad (4.3)$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \epsilon \quad (4.4)$$

ou

$$\varepsilon = \gamma W_2 \epsilon + \epsilon \quad (4.5)$$

$$\epsilon \sim Normal(0, \sigma^2 I_n) \quad (4.6)$$

em que  $y$  é a variável explicada na região  $i$ ,  $X$  é a matriz  $n \times k$  de variáveis explicativas,  $\beta$  é o vetor  $k \times 1$  de coeficientes,  $\rho$  é o parâmetro relacionado com a defasagem espacial da variável dependente,  $\tau$  é o parâmetro da defasagem espacial das variáveis explicativas,  $\lambda$  o parâmetro de variância do termo de erro,  $\gamma$  o coeficiente de média móvel espacial,  $W$  é a matriz de pesos espaciais  $n \times n$ , com  $W_{ij} > 0$ , quando a região  $j$  é vizinha da região  $i$ .

Ao impor restrições sobre os parâmetros de 4.3, pode-se derivar todos os modelos espaciais conhecidos. Conforme Almeida (2012) e Le Sage e Pace (2009), no caso em que  $\rho = \tau = \lambda = \gamma = 0$ , isto é, não existindo dependência espacial na variável dependente, nas explicativas nem no termo de erro, o modelo seria o convencional *Ordinary Least Squared* (OLS), como representado na Equação 4.7 abaixo:

$$y = X\beta + \epsilon \quad (4.7)$$

Se impostas as restrições  $\lambda = \gamma = \tau = 0$  e  $\rho \neq 0$ , obtêm-se o modelo *Spatial Auto Regressive* (SAR). O modelo SAR consiste num modelo de defasagem espacial na variável dependente, isso quer dizer que a variável dependente na região  $i$  influencia a variável dependente na região vizinha  $j$  e vice-versa. A motivação da modelagem deriva da dependência temporal da interação entre os agentes econômicos (LESAGE e PACE, 2009). O modelo SAR pode ser representado como na Equação 4.8 abaixo:

$$y = \rho W y + X\beta + \epsilon \quad (4.8)$$

Se considerarmos  $\rho = \gamma = \tau = 0$  e  $\lambda \neq 0$ , têm-se o *Spatial Error Model* (SEM). No modelo SEM a dependência espacial é residual de estrutura autorregressiva de primeira

ordem no termo de erro da regressão. A ausência de uma medida adequada seria a causadora de efeitos não-modelados que, por sua vez, geraria o padrão espacial implícito no termo de erro significando a existência de correlação entre o erro da região  $i$  e o erro da região  $j$ . A representação formal do modelo SEM é apresentada na Equação 4.9 a seguir:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (4.9)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \epsilon \quad (4.10)$$

no qual  $\lambda$  é o coeficiente do erro autorregressivo da defasagem espacial  $W\varepsilon$ .

Colocando as restrições  $\tau = \gamma = 0$  e  $\lambda \neq 0$  e  $\rho \neq 0$  chega-se ao *Spatial Autorregressive Model with Autorregressive Errors* (SAC). O modelo SAC representa uma dependência espacial mais intrincada, incorporando defasagens espaciais tanto na variável dependente quanto no erro autocorrelacionado (ALMEIDA, 2012; LESAGE E PACE, 2009). Tal modelo pode ser representado na forma da Equação 4.11 a seguir:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (4.11)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \epsilon \quad (4.12)$$

No caso de  $\lambda = \gamma = 0$  e  $\rho \neq 0$  e  $\tau \neq 0$ , têm-se o *Spatial Durbin Model* (SDM). Segundo LeSage e Pace (2009), além do mesmo intuito do modelo SAR de comportar a dependência espacial na variável dependente, a motivação adicional para consideração do modelo SDM é a omissão de variáveis relevantes correlacionadas com alguma(s) variável(is) explicativa(s), sendo essa(s) autocorrelacionada(s) espacialmente, uma situação muito recorrente em econometria, principalmente quando se trata de estudos empíricos relacionados à variáveis de educação. Podendo este ser representado como na Equação 4.13 a seguir:

$$y = \rho W y + X\beta + WX\tau + \varepsilon \quad (4.13)$$

Especificado corretamente o modelo econométrico espacial, cabe encontrar o melhor método de estimação. Segundo Almeida (2012), na econometria espacial, a maioria dos trabalhos empíricos estimam os modelos por meio do Método da Máxima Verossimilhança (MV), do Método de Variáveis Instrumentais (VI) e do Método de Momentos Generalizados (GMM) visto que, a estimação por OLS produz estimadores viesados e/ou ineficientes, levando a interpretações enganosas. É importante salientar que o emprego da MV requer a hipótese de normalidade do termo de erro, enquanto os métodos de VI e GMM prescindem desse pressuposto.

Partindo de uma função geral de produção da educação para analisar o desempenho educacional como na Equação 4.14 a seguir:

$$Y = f(A_i, B_i, E_i, M_i, Y_{it-1}) + \varepsilon \quad (4.14)$$

- onde  $Y$  é o desempenho escolar medido pela proficiência de cada município  $i$ ;
- $A_i$  vetor de características dos alunos agregadas por município tais como a proporção de alunos do sexo masculino no município  $i$  ( $p\_sexomasc_i$ ) e a proporção de alunos da cor branca ( $p\_corbranca_i$ );
  - $B_i$  é o vetor de características do *background* familiar agregadas por município tais como as proporções de mães ( $p\_escolmae_i$ ) e pais com ensino médio completo ( $p\_escolpai_i$ ), a proporção de pais que incentivam o estudo dos filhos ( $p\_incpais_i$ ), a proporção de filhos que moram com o pai ( $p\_moracpai_i$ ), o percentual de alunos que possuem computador em casa ( $p\_internet_i$ ), o percentual de alunos que trabalham fora de casa ( $p\_trabfora_i$ ), a proporção de alunos que moram com famílias com mais de 4 membros ( $p\_tamfamilia_i$ );
  - $E_i$  é o vetor de características escolares do município tais como a proporção de professores do ensino escolar com pós-graduação ( $p\_profposgrad_i$ ), a proporção de professores de português e matemática esforçados por município ( $p\_profesfport_i$ ) e ( $p\_profesfmat_i$ ), a proporção de docentes com formação superior na mesma área da disciplina que leciona ( $p\_adformacao_i$ );
  - $M_i$  é o vetor de características dos municípios como o PIB per capita municipal ( $pib_pc_i$ ) e as despesas municipais em educação para o ensino fundamental ( $despesa_pc_i$ ) e, por último;
  - $Y_{it-1}$  consiste no vetor de componente não-observável do município que aqui foi considerado como *proxy* o seu desempenho escolar prévio medido pela proficiência média dos alunos dos anos iniciais do ensino fundamental de cada município  $i$ , tal como visto em Hanushek (2002).  $\hat{\beta}$  é o vetor coluna dos  $k$  coeficientes dos estimadores de OLS e  $\varepsilon$  é o vetor coluna dos resíduos da regressão.

Prossiguiu-se com a realização das estimações de forma gradativa, adicionado as variáveis na regressão e procedendo com os testes de robustez dos modelos.

O último passo da análise empreendida nesse estudo consiste nos testes de especificação da dependência espacial para escolha do melhor modelo econométrico-espacial e, finalmente, a estimação do efeito marginal total (efeitos diretos e indiretos) de uma mudança na variável explicativa de uma região sobre as regiões vizinhas. De acordo com LeSage e Pace (2009), nos modelos espaciais o efeito marginal de  $Y$  em relação à  $X$  não é igual ao  $\hat{\beta}$  do OLS, visto que, uma mudança em  $X$  de uma região tem potencial de afetar não apenas a própria variável  $Y$  da região diretamente, mas também a variável  $Y$  das regiões vizinhas devido ao multiplicador espacial.

### 4.3.3 Base de dados e estatísticas descritivas

Os dados utilizados neste estudo foram provenientes de fonte secundária. Foram utilizados os microdados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e dados do Observatório da Criança e do Adolescente divulgados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Anísio Teixeira (INEP), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

(IBGE) e do portal Finanças Brasil (FINBRA), sendo o período de análise os anos de 2011 e 2015 para os 5570 municípios brasileiros. A descrição, a fonte e a periodicidade das variáveis são apresentadas no Quadro 1 a seguir:

Quadro 1: Fonte dos dados e variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Fonte	Ano
Desempenho escolar atual	Proficiência média em português e matemática dos alunos do 9º ano do EF	SAEB	2015
Desempenho escolar prévio	Proficiência média em português e matemática dos alunos do 5º ano do EF	SAEB	2011
Características socioeconômicas	Prop. de indivíduos da cor branca	SAEB	2015
	Prop. de indivíduos do sexo masculino	SAEB	2015
Características dos docentes	Prop. de professores pós-graduados	SAEB	2015
	Prop. de professores que corrigem deveres de casa	SAEB	2015
	Prop. de docentes com formação superior de licenciatura (ou bacharelado com complementação pedagógica) na mesma área da disciplina que leciona	Observatório da Criança e do Adolescente	2015
<i>Background</i> familiar	Prop. de mães com pelo menos ensino médio completo	SAEB	2015
	Prop. de pais com pelo menos ensino médio completo	SAEB	2015
	Prop. de filhos que moram com o pai	SAEB	2015
	Prof. de alunos que possuem computador doméstico	SAEB	2015
	Prop. de alunos que trabalham fora de casa	SAEB	2015
	Prop. de alunos que residem com mais de 4 pessoas (incluindo ele próprio)	SAEB	2015
	Prop. de pais que incentivam o estudo dos filhos	SAEB	2015
Renda Municipal	PIB municipal per capita	IBGE	2014
Gastos com educação	Despesas educacionais municipais per capita no ensino fundamental em valores correntes (R\$)	FINBRA	2015

Fonte: Elaboração própria.

O SAEB avalia o desempenho do alunado nas disciplinas básicas de português e matemática e consiste em uma avaliação triparte, visto que além dos alunos, professores e diretores respondem os questionários aplicados.

O desempenho escolar dos municípios, considerado a variável dependente deste estudo, foi obtido através das proficiências médias nas disciplinas de português e matemática. A consideração dessas duas disciplinas se justifica pelo fato de constituírem as disciplinas básicas do currículo escolar.

Estudos empíricos sugerem que a influência do *background* familiar no desempenho escolar tem uma relação inversa com o nível de escolaridade do indivíduo. Segundo Silva e Hasenbalg (2002), esse efeito diminui nas fases finais do ensino fundamental. Sendo assim, achou-se mais conveniente utilizar as notas de proficiência dos alunos de 8ª série/9º ano do ensino fundamental.

A nota conceito do SAEB varia em uma escala de 0 a 500, sendo que a média municipal nas disciplinas de português e matemática em 2015 foram, respectivamente, de 244,91 e 249,81. As notas máximas nas disciplinas de português e matemática foram de 304,23 e 322,74, respectivamente. Na Figura 4.1 abaixo, apresenta-se a distribuição da educação escolar nos municípios brasileiros segundo as proficiências de português e matemática:

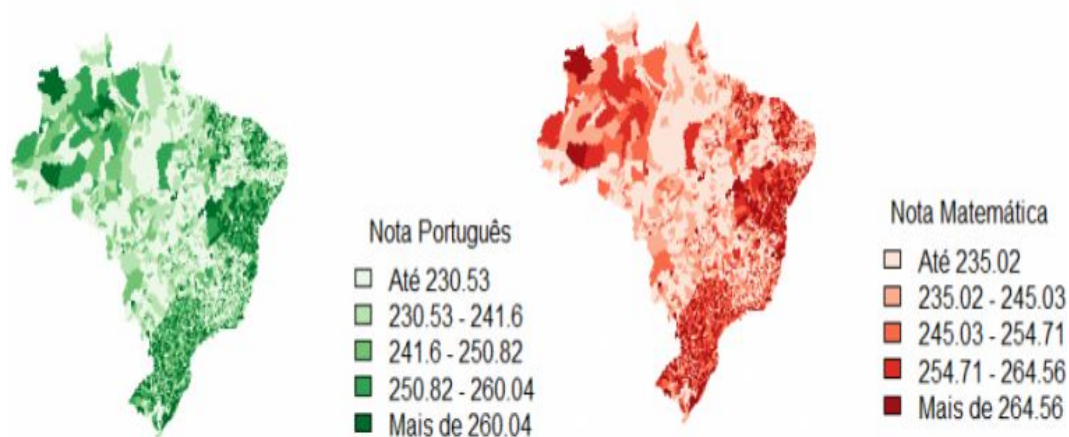


Figura 4.1 – Distribuição da Educação Escolar segundo a proficiência em Português e Matemática

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do INEP (2015) e IBGE (2015).

Como percebe-se da visualização da Figura 4.1, os municípios com as maiores notas localizam-se predominantemente nas regiões Sul e Sudeste, apesar de já percebida uma maior disseminação da qualidade da educação escolar no espaço territorial brasileiro, em contraste com a concentração observada nos trabalhos de Vernier (2016) e Vernier, Bagolin e Fochezatto (2017).

Visando controlar por fatores não observáveis, as proficiências médias em português e matemática dos alunos da 4<sup>a</sup> série/5<sup>o</sup> ano obtidas em 2011 foram utilizadas como controle<sup>2</sup>. A ideia da inclusão de tais variáveis também se baseia na hipótese da existência de um processo de aprendizagem cumulativa por parte do aluno, no sentido de haver uma associação positiva entre o seu desempenho escolar prévio e o seu desempenho escolar atual como previsto em Hanushek (2002) e Ding e Lehrer (2006).

De acordo com a literatura da educação, diversas variáveis afetam o desempenho escolar como o sexo do indivíduo, cor/raça e o *background* familiar (escolaridade dos pais, renda familiar, incentivo dos pais, etc). Dessa forma, para controlar o efeito do espaço no desempenho escolar, procede-se pela inclusão de tais variáveis.

Para construir a base de dados a nível de município, as variáveis relativas aos alunos e aos docentes foram agregados por município.

<sup>2</sup> Atenta-se para o fato de que apenas essas variáveis serão referentes ao ano de 2011, permanecendo todas as demais referentes ao ano de 2015, mantendo a estrutura dos dados *cross-section*.



A variável binária sexo do indivíduo foi obtida através das respostas dos alunos da 8<sup>o</sup> série/9<sup>o</sup> ano ao questionário socioeconômico do SAEB e calculada, a partir dela, a proporção de indivíduos do sexo masculino de cada município dado que na literatura indivíduos do sexo masculino tendem a apresentar melhor desempenho escolar que os do sexo feminino (MACHADO et al., 2008; MENEZES-FILHO, 2007).

Quanto à cor/raça do indivíduo, no questionário aluno SAEB ela é apresentada como variável categórica. Para o estudo, a cor branca foi tomada como referência e calculada a proporção de indivíduos brancos de cada município, visto que, conforme a literatura, indivíduos da cor branca tendem a apresentar desempenho escolar superior aos demais (MACHADO et al., 2008; MENEZES-FILHO, 2007).

A variável escolaridade dos pais foi considerada como a proporção de mães e a proporção de pais com ensino médio completo. No questionário do aluno apresenta-se a seguinte questão: “Até que série sua mãe, ou a mulher responsável por você, estudou?” e “Até que série seu pai, ou o homem responsável por você, estudou?”. Dentre as alternativas de respostas para as duas perguntas estão: A) Nunca estudou.; B) Não completou a 4.<sup>a</sup> série/5.<sup>o</sup> ano.; C) Completou a 4.<sup>a</sup> série/5.<sup>o</sup> ano, mas não completou a 8.<sup>a</sup> série/9.<sup>o</sup> ano.; D) Completou a 8.<sup>a</sup> série/9.<sup>o</sup> ano, mas não completou o Ensino Médio.; E) Completou o Ensino Médio, mas não completou a Faculdade.; F) Completou a Faculdade.; G) Não sei. Visando considerar os pais com ensino médio completo, as alternativas “E” e “F” foram consideradas referência para construção da variável.

Foram calculadas ainda a partir das questões do questionário de aluno do SAEB – as proporções de filhos que moram com o pai, de alunos que possuem computador doméstico, de alunos que trabalham fora de casa e de alunos que residem com mais de 4 pessoas (incluindo ele próprio).

Em relação ao questionário de professores, achou-se conveniente utilizar a variável de formação dos professores. No questionário do SAEB é apresentada a seguinte questão ao docente: “Indique o curso de pós-graduação de mais alta titulação que você possui.” As possíveis respostas são: A) Não fez ou não completou a pós-graduação; B) Atualização; C) Especialização; D) Mestrado; E) Doutorado. Visando mensurar a proporção de professores pós-graduados de cada município, criou-se, inicialmente, uma *dummy*, atribuindo valor 1 para os professores com pós-graduação, isto é, todos exceto os que responderam alternativa “A”, e 0 caso contrário e, a partir disso, foi calculada a proporção de professores pós-graduados por município.

Quanto à variável de correção de exercícios, no questionário de aluno do SAEB apresenta-se a seguinte questão: (A) O professor(a) corrige o dever de casa de Língua Portuguesa? e (A) O professor(a) corrige o dever de casa de Matemática?. Dentre as alternativas aos itens estão: A) Sempre ou quase sempre.; B) De vez em quando.; C) Nunca ou quase nunca.; D) O(A) professor(a) não passa dever de casa. Criou-se uma *dummy* e atribuiu-se valor 1 para aqueles que sempre ou quase sempre corrigem o dever

de casa e 0 para os demais e, a partir disso, calculou-se a proporção de professores nas duas categorias por município.

Ainda considerando as características dos docentes, a variável da adequação da formação do professor em relação à disciplina por ele ministrada foi obtida através da proporção de docentes por município com formação superior de licenciatura ou bacharelado com complementação pedagógica na mesma área da disciplina que leciona calculada pelo INEP e disponibilizada no Observatório da Criança e do Adolescente do Ministério da Educação (MEC).

No que se refere à variável incentivo dos pais, esta foi criada a partir das seguintes perguntas do questionário: “Com qual frequência seus pais vão à reunião de pais?” Na qual as possíveis respostas são? A) Sempre/quase sempre; B) De vez em quando; C) Nunca ou quase nunca. E as questões: “Seus pais incentivam você a estudar?”/ “Seus pais incentivam você a fazer dever de casa e trabalhos?”/ “Seus pais incentivam você a ler?” e “Seus pais incentivam você a ir à escola e não faltar às aulas?”, nas quais as respostas possíveis são apenas: A) sim; B) não. A partir delas construiu-se uma *dummy* em que o valor 1 foi atribuído sempre que para todas as questões o indivíduo declarou as respostas "sempre/quase sempre" ou "sim" indicando que há incentivo dos pais ao estudo dos filhos e, na sequência, calculou-se a proporção de pais que incentivam o estudo dos filhos.

A Tabela 4.1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no presente estudo.

Tabela 4.1 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas

Variável	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Nota português	244,9	245,7	17,27	177,7	304,2
Nota matemática	249,8	249,3	17,40	201,3	322,7
Prop. de alunos do sexo masculino	0,48	0,48	0,07	0,19	0,88
Prop. de alunos da cor branca	0,30	0,25	0,17	0,00	1,00
Prop. de mães com ao menos ensino médio completo	0,30	0,30	0,10	0,00	0,80
Prop. de pais com ao menos ensino médio completo	0,20	0,19	0,09	0,00	0,65
Prop. de alunos que moram com o pai	0,65	0,64	0,09	0,30	1,00
Prop. de alunos com computador em casa	0,55	0,55	0,20	0,00	1,00
Prop. de alunos que trabalham fora de casa	0,18	0,17	0,08	0,00	0,65
Prop. de alunos que moram em casas com mais de 4 pessoas	0,40	0,39	0,11	0,00	0,86
Prop. de pais que incentivam o estudo dos filhos	0,52	0,52	0,12	0,07	0,95
Prop. de professores pós-graduados	0,72	0,75	0,25	0,00	1,00
Prop. de professores esforçados de português	0,84	0,85	0,10	0,23	1,00
Prop. de professores esforçados de matemática	0,85	0,87	0,09	0,22	1,00
Prop. da adequação formação docente-ensino	0,46	0,46	0,21	0,00	1,00
PIB per capita	18.648	13.880	21.188,75	3.086	815.094
Despesas educação	15.230.000.000	6.255.000.000	262.74	49.340.000	3.120.000.000.000

Elaboração própria a partir de dados do INEP (2015), IBGE (2015), do Observatório da Criança e do Adolescente (2015) e do Portal FINBRA (2015).

Como pode-se observar na Tabela 4.1 acima, as médias das proficiências das disciplinas de português e matemática se aproximam, sendo a última média superior à primeira. Quanto às variáveis socioeconômicas dos alunos, tem-se uma amostra equilibrada de alunos do sexo feminino e masculino, com mães com nível de escolaridade maior que o do pai, pais que moram com seus filhos e os incentivam razoavelmente ao estudo. Ainda em relação às características familiares, os alunos possuem em sua maioria computador em casa, em

geral, dedicam seu tempo exclusivamente ao estudo e moram em famílias de tamanhos medianos (com no máximo 4 pessoas, incluindo o aluno).

Além disso, tais alunos estudam, em sua maioria, em escolas com professores pós-graduados e considerados esforçados, porém, ainda não adequadamente alocados em disciplinas correspondentes à sua formação. Acrescido a isso, estudam em escolas localizadas em municípios com um moderado PIB per capita e que gastam significativamente com a educação no nível fundamental.

## 4.4 RESULTADOS

### 4.4.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Como já dito anteriormente, adotou-se a matriz de  $K$ -vizinhos para o presente estudo. De acordo com Baumont (2004), existe uma técnica de escolha da especificação mais adequada no sentido da matriz de pesos espaciais a ser escolhida. Segundo tal procedimento testa-se os resíduos do modelo de regressão linear estimado usando o coeficiente  $I$  de Moran para um conjunto de matrizes  $W$  e define-se  $K$  que gere o valor mais alto para tal estatística de teste e que seja estatisticamente significativa. Dessa forma, o valor da estatística do  $I$  de Moran para as matrizes de  $K$ -vizinhos testadas são apresentados a seguir na Tabela 4.2:

Tabela 4.2 – I de Moran para Matriz de  $K$ -vizinhos

Variável	K = 5	K = 10	K = 15	K = 20
portugues2015	0,3526***	0,3434***	0,3366***	0,3307***
matematica2015	0,3751***	0,3628***	0,3542***	0,3468***
portugues2011	0,5065***	0,4931***	0,4841***	0,4757***
matematica2011	0,5143***	0,5016***	0,4923***	0,4851***

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%, respectivamente.  
Fonte: Elaboração própria.

Para o estudo utilizou-se a matriz de ponderação espacial com os cinco vizinhos mais próximos ( $k=5$ ). Após a definição da matriz de pesos espaciais a ser adotada, o próximo passo consiste na AEDE por meio da estatística de teste do  $I$  de Moran. O valor do coeficiente da variável dependente do desempenho em português e em matemática significativo e positivo acima do valor esperado sugere autocorrelação espacial positiva, isto é, concentração dos dados, dando um prévio indício que municípios com alto desempenho em português e matemática estão próximos a municípios também com altas notas nessas disciplinas.

Adicionalmente, são apresentados na Figura 4.3 os mapas de *clusters* LISA referentes às mesmas variáveis para auxiliar na identificação de padrões espaciais. Como pode-se ver, há a predominância de *clusters* Alto-Alto nas regiões Sudeste, Sul e Nordeste e *clusters*

Baixo-Baixo nas regiões Norte e Centro-Oeste, indicando a presença de autocorrelação positiva nas notas de português e matemática, significando que municípios com notas altas (baixas) em português e em matemática estão próximos de municípios que também apresentam notas altas (baixas), isto é, melhores (piores) desempenhos nas avaliações do SAEB.

### LISA – Nota Português

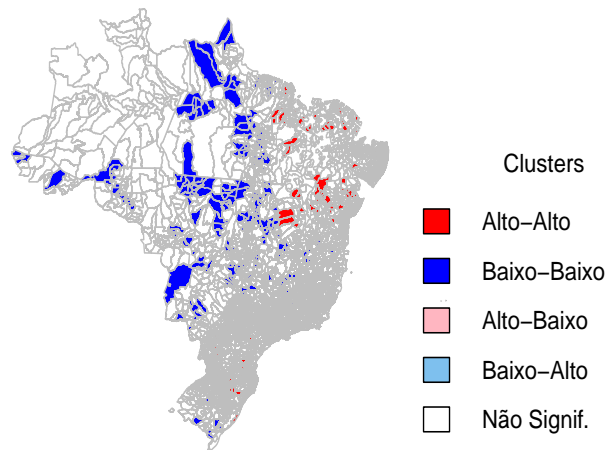


Figura 4.2 – LISA para Nota de Português

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do INEP (2015) e IBGE (2015).

## LISA – Nota Matemática

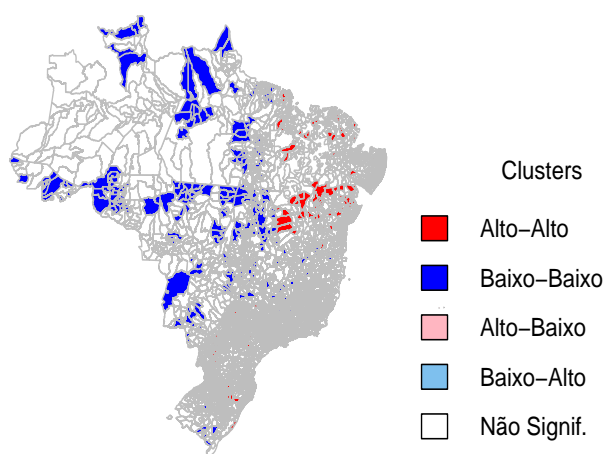


Figura 4.3 – LISA para Nota de Matemática

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do INEP (2015) e IBGE (2015).

Os *clusters* de alto desempenho identificados na região Nordeste podem ser explicados pela melhora recente das notas de desempenho de alguns municípios em 2015. Exemplo disso são os municípios dos Estados do Piauí e Ceará que vêm se destacando frente aos demais estados da região que, apesar disso, ainda apresenta grande desigualdade dentro dos próprios estados. Já os *clusters* de baixo desempenho possivelmente retratam uma piora acentuada observada nos indicadores educacionais em 2015 dos municípios da região Norte e uma estagnação na região Centro-Oeste.

#### 4.4.2 Modelos Espaciais

O primeiro passo na avaliação da especificação e teste da dependência espacial consiste na estimação do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). A partir dos resultados deste, utiliza-se de teste para detectar a autocorrelação espacial e especificá-la de acordo com o modelo espacial mais adequado.

Especificar um modelo econométrico-espacial corretamente passa pela definição das variáveis dependente e explicativas como no modelo clássico, mas passa adicionalmente por definir as variáveis defasadas espacialmente a serem utilizadas como controle da provável dependência nos resíduos. (ALMEIDA, 2012). Nesse sentido, os testes podem ser difusos ou focados. Os testes difusos são aqueles em que testa-se apenas a hipótese nula de independência espacial dos resíduos e não se conclue nada a respeito do tipo

de autocorrelação espacial presente no modelo. No presente trabalho, foi calculado o teste difuso do  $I$  de Moran sugerido por Cliff e Ord (1973). Os resultados do teste são apresentados na Tabela 4.3 a seguir:

Tabela 4.3 – Teste difuso para os modelos estimados

Modelo	I de Moran	Valor Esperado	p-valor
Nota de português	0,0843	-0,0007	0,0000
Nota de matemática	0,0678	-0,0007	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Como pode-se ver nos resultados da Tabela 4.3, rejeita-se a hipótese nula de independência espacial para ambos os modelos estimados ao nível de 1% de significância, sugerindo autocorrelação positiva nos resíduos das regressões.

No que se refere aos testes focados, eles possuem a propriedade de indicar a especificação da autocorrelação espacial testada na hipótese alternativa, pois esta trata-se de um modelo espacial específico. Existe um conjunto de testes focados, a maioria do tipo multiplicador de Lagrange, em que a hipótese nula é o modelo restrito (OLS) e a hipótese alternativa o modelo irrestrito (que pode ser o SAR ou SEM ou SAC, etc). Os resultados obtidos de tais testes para os modelos estimados são apresentados na Tabela 4.4 a seguir:

Tabela 4.4 – Resultado dos Testes Multiplicadores de Lagrange para os modelos estimados

Modelo	$ML_\rho$ estat.	$ML^*_\rho$ estat.	$ML_\lambda$ estat.	$ML^*_\lambda$ estat.	$ML_\rho$ estat.
Nota de português	60.6843***	2.7367*	94.3947***	36.4471***	97.1314***
Nota de matemática	11.0562***	4.5258**	61.1041***	54.5737***	65.6299***

Fonte: Elaboração própria.

Como pode-se observar pela Tabela 4.4 acima foram encontradas evidências de dependência espacial na variável dependente e/ou no termo de erro para os modelos estimados segundo a significância estatística dos testes de ML. Um resultado interessante encontrado e já esperado foi que, após a inclusão dos efeitos não-observáveis nos modelos, houve uma queda significativa das estatísticas dos testes ML, o que pode ser explicado pelo fato de ao controlar por efeito fixo isola-se o efeito espacial.

Em face de tais evidências encontradas, cabe a seguir analisar a melhor especificação econométrico-espacial para os referidos modelos.

Primeiramente, da análise dos resíduos do modelo OLS observou-se a presença de heterocedasticidade, autocorrelação e ausência de normalidade nos termos de erro. Os modelos espaciais SAR, SEM, SAC e SDM foram estimados pelo método de Máxima Verossimilhança.

Visando definir o modelo espacial mais robusto dentre os especificados anteriormente, foram utilizados o indicador do valor da Função de Verossimilhança (LIK), os Critérios de

Informação de *Akaike* (AIC), *Schwarz* (BIC) e o teste da Razão de Verossimilhança (*LR test*). Sendo este último calculado a partir da comparação dos modelos SAR e SEM com os modelos SAC e SDM, respectivamente.

Segundo os testes de robustez realizados, a especificação com melhor ajuste para todos os modelos estimados é via SDM, sendo os resultados das estimações apresentados nas Tabelas 4.5 e 4.6 a seguir:

Tabela 4.5 – Resultados das estimações do modelo da nota de português

	OLS coef. (dp)	SAR ML coef. (dp)	SEM ML coef. (dp)	SAC ML coef. (dp)	SDM ML coef. (dp)
(Intercept)	138.06*** (7.95)	115.81*** (8.48)	139.30*** (7.85)	138.72*** (9.25)	119.48*** (18.48)
portugues2011	0.37*** (0.01)	0.36*** (0.01)	0.36*** (0.01)	0.36*** (0.01)	0.36*** (0.01)
demais controles	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$\rho$		0.11*** (0.02)		0.00 (0.02)	0.17*** (0.02)
$\lambda$			0.20*** (0.02)	0.20*** (0.03)	
lag.portugues2011					0.02 (0.02)
lag.p_sexomasc					-3.22 (5.27)
lag.p_corbranca					-6.09* (2.63)
lag.p_escolmae					-8.26* (3.71)
lag.p_moracpai					-4.74 (4.16)
lag.p_incpais					-6.83* (2.87)
lag.p_internet					5.57 (3.56)
lag.p_trabfora					5.16 (4.09)
lag.p_qtdeconj					6.39 (3.47)
lag.p_profposgrad					-0.58 (1.24)
lag.p_profesfport					-8.60* (3.60)
lag.p_adformacao					-0.14*** (0.02)
lag.lnpiipcpt					-0.01 (0.72)
lag.lndespapcpt					-2.27 (4.79)
lag.lndespapcpt2					0.26 (0.42)
R <sup>2</sup> ajustado	0.62				
Parâmetros		18	18	19	33
Log Likelihood		-18017.41	-18002.46	-18002.46	-17957.41
AIC	36123.15	36070.81	36040.92	36042.91	35980.81
BIC	36233.24	36187.38	36157.49	36165.96	36194.52
LR test		-120***	-0.0105		

\*\*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ ,  $p < 0.10$ 

Fonte: Elaboração própria.



Tabela 4.6 – Resultados das estimações do modelo da nota de matemática

	OLS coef. (dp)	SAR ML coef. (dp)	SEM ML coef. (dp)	SAC ML coef. (dp)	SDM ML coef. (dp)
(Intercept)	123.02*** (7.56)	113.88*** (8.07)	122.52*** (7.51)	136.69*** (8.68)	114.94*** (17.34)
matematica2011	0.50*** (0.01)	0.49*** (0.01)	0.49*** (0.01)	0.50*** (0.01)	0.48*** (0.01)
demais controles	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$\rho$		0.05** (0.02)		-0.07** (0.02)	0.14*** (0.02)
$\lambda$			0.17*** (0.02)	0.24*** (0.03)	
lag.matematica2011					-0.00 (0.02)
lag.p_sexomasc					-5.75 (4.98)
lag.p_corbranca					-13.53*** (2.49)
lag.p_escolmae					-13.52*** (3.52)
lag.p_moracpai					-5.66 (3.95)
lag.p_incpais					-3.11 (2.71)
lag.p_internet					9.57** (3.38)
lag.p_trabfora					-1.41 (3.87)
lag.p_qtdeconj					6.54* (3.33)
lag.p_profposgrad					-1.25 (1.18)
lag.p_profesmat					-8.38* (3.48)
lag.p_adformacao					-0.09*** (0.02)
lag.lnpiipcpt					-0.29 (0.68)
lag.lndespapcpt					-4.04 (4.54)
lag.lndespapcpt2					0.46 (0.39)
R <sup>2</sup> ajustado	0.67				
Parâmetros		18	18	19	33
Log Likelihood		-17774.59	-17751.70	-17746.85	-17704.33
AIC	35593.47	35585.18	35539.40	35531.70	35474.66
BIC	35703.56	35701.75	35655.97	35654.74	35688.37
LR test		-140.52***	-9.71***		

\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.10$ 

Fonte: Elaboração própria.

Ao analisar a relação entre o desempenho escolar dos alunos da 4<sup>a</sup> série/5<sup>o</sup> ano do ensino fundamental em 2011 nas disciplinas de português e matemática e o desempenho escolar dos alunos da 8<sup>a</sup> série/9<sup>o</sup> ano da mesma fase de ensino nessas mesmas disciplinas em 2015 foram observados os efeitos significativo e positivo confirmando a hipótese inicial da existência de fatores não observáveis e invariantes no tempo do município que influenciam o desempenho escolar e também de que o processo de aprendizagem é cumulativo, ou seja, há uma associação positiva entre o conhecimento prévio e o atual, de forma que os melhores alunos do passado são também os do presente, estando de acordo com o previsto por Hanushek (2002) e Ding e Lehrer (2006).

Após a inclusão da dependência espacial no modelo de regressão clássico, verifica-se a manutenção da significância estatística dos parâmetros em todos os modelos espaciais testados para os modelos da variável dependente da proficiência em português e em matemática.

E, corroborando com os indícios encontrados na AEDE, o coeficiente  $\rho$  foi significativo ao nível de 5% e positivo para o modelo SAR tanto para os modelos da variável dependente da nota de português quanto de matemática, assim como nos resultados encontrados no estudo de Vernier, Bagolin e Fochezatto (2017), confirmando a existência de dependência espacial no desempenho escolar entre os municípios. Os coeficientes  $\tau$  das defasagens espaciais das variáveis explicativas da cor do aluno, da escolaridade das mães, do incentivo dos pais, do tamanho da família, do acesso à internet, do esforço dos docentes e da adequação formação docente-ensino apresentaram-se estatisticamente significantes ao nível de 5% de significância para os modelos da nota de português e matemática, enfatizando a importância de especificar o transbordamento das variáveis explicativas para evitar o viés de variável omitida que ocasionaria o problema da endogeneidade. Sendo assim, a significância estatística dos coeficientes  $\rho$  e  $\tau$  do modelo SDM sugere a presença de uma dependência espacial mais intrincada, manifestada pelo multiplicador espacial global do processo SAR de defasagem espacial impulsionado pelos multiplicadores adicionais de alcance local nas variáveis explicativas do modelo.

#### 4.4.3 Efeitos Marginais

Dessa forma, foram estimados os efeitos marginais diretos, indiretos e totais para os referidos modelos visando a análise do efeito de uma variação marginal e sua retroalimentação através das regiões vizinhas. Os resultados são apresentados nas Tabelas 4.7 e 4.8 a seguir:

Tabela 4.7 – Efeito marginal direto, indireto e total para o modelo da nota de português

	Direto	Indireto	Total
portugues2011	0.36***	0.09***	0.46***
p_sexomasc	-25.00***	-8.74	-33.73***
p_corbranca	10.68***	-5.00*	5.68*
p_escolmae	-0.03	-9.67**	-9.69**
p_moracpai	-2.93	-6.12	-9.05*
p_incpais	6.00***	-6.79**	-0.79
p_internet	16.37***	9.77**	26.14***
p_trabfora	-9.88***	4.07	-5.82
p_tamfamilia	-12.04***	5.07	-6.97
p_profposgrad	0.16	-0.64	-0.48
p_profesfport	30.47***	-4.00	26.47***
p_adformacao	0.02*	-0.16***	-0.14***
lnpibpcpt	0.58*	0.11	0.69
lndespapcpt	0.51	-2.55	-2.04
lndespapcpt2	-0.04	0.29	0.25

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com os resultados obtidos e expostos na Tabela 4.7, uma variação de 1 ponto na nota de português do 5º ano do ensino fundamental de um município gera, em média, um aumento em 0,36 pontos na nota de português do 9º ano do próprio município pelo efeito marginal direto. Já o aumento de 1 ponto na nota de português do 5º ano do ensino fundamental dos municípios vizinhos aumenta, em média, em 0,09 a nota na disciplina do 9º ano do município pelo efeito indireto, resultando em um efeito marginal total ou impacto médio para o município de um aumento de 0,46 pontos na nota de desempenho de português.

Tabela 4.8 – Efeito marginal direto, indireto e total para o modelo da nota de matemática

	Direto	Indireto	Total
portugues2011	0.49***	0.08***	0.56***
p_sexomasc	3.83*	-5.92	-2.09
p_corbranca	15.08***	-12.94***	2.13
p_escolmae	-1.40	-15.62***	-17.02***
p_moracpai	10.66***	-4.70	5.96
p_incpais	5.40***	-2.66	2.74
p_internet	15.33***	13.39***	28.72***
p_trabfora	-0.76	-1.72	-2.49
p_tamfamilia	-12.58***	5.39	-7.19*
p_profposgrad	0.93	-1.27	-0.34
p_profesfmat	25.11***	-5.44	19.67***
p_adformacao	0.02	-0.10***	-0.09***
lnpibpcpt	-0.62*	-0.43	-1.05
lndespapcpt	-0.34	-4.54	-4.20
lndespapcpt2	0.04	0.52	0.56

Notas: \*, \*\*, \*\*\* denotam valor-p menor do que 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com os resultados obtidos e expostos na Tabela 4.8, uma variação de 1 ponto na nota de matemática do 5º ano do ensino fundamental do município gera, em média, um aumento em 0,49 pontos na nota de matemática do 9º ano do próprio município pelo efeito marginal direto. Ao aumentar em 1 ponto da nota na disciplina do 5º ano dos municípios vizinhos, aumenta-se, em média, em 0,08 a nota do 9º ano do município devido ao efeito indireto. Isto resulta em um efeito marginal total ou impacto médio para o município de um aumento de 0,56 pontos na nota de desempenho de matemática.

## 4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo central a investigar, por meio de modelos econométrico-espaciais, os transbordamentos espaciais da educação nos municípios brasileiros. Buscou-se também controlar por efeitos não observáveis, a nota do SAEB de 2011 do 5º ano do ensino fundamental foi utilizada como controle.

Ademais, foi observado o efeito significativo e positivo da variável de controle dos fatores não observáveis, a saber, o desempenho escolar prévio dos anos iniciais do ensino fundamental em português e matemática sobre o desempenho escolar atual do município nos anos finais do ensino fundamental nessas mesmas disciplinas. Esse resultado confirma a hipótese inicial do estudo da existência de fatores não observáveis do município que influenciam as notas de proficiência, em que se pese que tal variável de controle comporta diversos componentes fixos como esforço do aluno, habilidades, gosto pelos estudos, além das próprias características do município invariantes no tempo como insumos escolares, gastos com educação, renda municipal, etc. que afetam o desempenho escolar.

Tal evidência também confirma a natureza cumulativa do processo de aprendizagem já que a proficiência atual dos alunos depende da proficiência passada, o que sugere que a função de produção da educação deva incorporar na sua especificação um componente de fatores não-observáveis do desempenho escolar do município. Tal resultado chama atenção da necessidade da oferta de um ensino básico de qualidade, que proporcione aos alunos uma formação continuada que promova o acúmulo de conhecimento e que permita, conseqüentemente, o alcance de melhores indicadores educacionais.

Além disso, um resultado que merece ser evidenciado é que mesmo após a inclusão do controle não-observável do desempenho escolar municipal prévio, o efeito espacial se mantém, sugerindo, assim, o alto poder de explicação do espaço em relação ao desempenho escolar dos municípios. Essa evidência encontrada no estudo abre espaço para uma vasta discussão da importância da consideração do espaço na determinação da qualidade da educação ofertada por meio do reconhecimento dos limites geográficos no estudo das externalidades educacionais, que foi durante muito tempo negligenciado em grande parte dos estudos empíricos.

Corroborando com os indícios encontrados na AEDE, o coeficiente  $\rho$  apresentou-se estatisticamente significativo e positivo para o desempenho em português e matemática, sugerindo que há interdependência espacial no desempenho escolar dos municípios. Acrescenta-se a isso, a significância estatística encontrada do coeficiente  $\tau$  de defasagem espacial nas variáveis explicativas comumente utilizadas na literatura empírica indicando a existência de transbordamentos espaciais das características dos vizinhos influenciando o desempenho escolar dos municípios e, acima de tudo, a importância de considerar o transbordamento das variáveis explicativas visando mitigar o viés da variável omitida.

Sendo assim, os resultados obtidos sustentam a hipótese inicial do estudo de existência de *spillovers* educacionais entre os municípios, nos quais foram encontradas evidências de uma dependência espacial mais intrincada, visto que há dependência espacial tanto na variável dependente quanto nas variáveis explicativas do modelo, sugerindo que a melhor especificação é dada pelo *Spatial Durbin Model* (SDM). Os efeitos marginais diretos, indiretos e totais estimados indicam que o desempenho escolar de um município está condicionado ao desempenho escolar prévio do próprio município, ao desempenho escolar dos municípios vizinhos e às demais características escolares e econômicas dos municípios e dos seus vizinhos.

Apesar de obtidos os resultados esperados no estudo, tem-se que reconhecer o ainda muito recente uso da econometria espacial no estudo das externalidades educacionais. Entretanto, a incipiência do tema consiste em uma motivação a mais para futuros trabalhos. Por fim, uma sugestão para trabalhos futuros seria a incorporação na análise de variáveis mais passíveis de intervenção de políticas públicas, como infraestrutura escolar, gestão escolar, entre outras.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. 1 ed. Campinas: Alínea, 2012.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. 1988. 151 f.

ARAÚJO, I.; SILVEIRA NETO, R.M. Concentração Geográfica de Capital Humano, Ganhos de Produtividade e Disparidades Regionais de Renda: Evidências para o Brasil Metropolitano. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.35, n.3, jul-set, 2004.

BARRO, R. J.; LEE, J. W. A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. **Journal of Development Economics**, v. 104, p. 184-198, 2010.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo. Université de Bourgogne, 2004.

BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional. **Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi)**. Brasília: STN, 2019. Disponível em: <[https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta\\_finbra](https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta_finbra)>. Acesso em: 15 abr. 2019.

BIONDI, R. L; FELÍCIO, F. **Atributos escolares eo desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do Saeb**. Ministério da Educação, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas, 2007.

CARNEIRO, V. L. **Análise de spillovers nos gastos municipais**. Dissertação de Mestrado - Universidade de Brasília. Brasília: DF, jul. 2014.

CLIFF, A.; ORD, J. K. **Spatial autocorrelation**. London: Pion, 1973.

DING, W.; LEHRER, S. F. Do peers affect student achievement in China's secondary schools?. **National Bureau of Economic Research**, n. 12305, p. 1-42, june 2006.

FALCÃO, N. de A.; SILVEIRA NETO, R. da M. Os efeitos das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, XXXV, 2007, **Anais eletrônicos...** Recife: UFPE, 2007. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A159.pdf>>. Acesso em:

26 nov. 2018.

FOWLES, J. T.; TANDBERG, D. A. State Higher Education Spending: A Spatial Econometric Perspective. **American Behavioral Scientist**, v. 61, n. 14, p. 1773-1798, 2018.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**. Cambridge, MIT, 1999.

FUNDAÇÃO Abrinq. **Observatório da Criança e do Adolescente**. São Paulo: Abrinq, 2015. Disponível em: <<https://observatoriocrianca.org.br/cenario-infancia/temas/ensino-fundamental/1077-adequacao-da-formacao-docente-no-ensino-fundamental?filters=1,1679>>. Acesso em: 15 abr. 2019.

HANUSHEK, E. A. **National Bureau of Economic Research**, n. 8799, p. 1-95, feb. 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto Interno Bruto dos Municípios 2010-2014**. Brasília: IBGE, 2018. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?edicao=18760&t=downloads>>. Acesso em: 10 nov. 2018.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2015**. Brasília: Inep, 2017. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 10 nov. 2018.

LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Chapman & Hall/CRC, 2009.

LOBÃO, M. S. P.; DA SILVA, R. G. Spillovers espaciais no desenvolvimento educacional dos municípios da Amazônia Clássica Brasileira. **REDES: Revista do Desenvolvimento Regional**, v. 23, n. 2, 290-315, 2018.

MACHADO, A. F. et al. Qualidade do Ensino em Matemática: Determinantes do Desempenho de Alunos em Escolas Públicas Estaduais Mineiras. **Revista Economia**, v. 9, n.1, 23-45, jan. 2008.

MENEZES-FILHO, N. Educação e desigualdade. In: MENEZES-FILHO, N. A.; LISBOA,

M. (Eds.). **Microeconomia e sociedade**. Rio de Janeiro: Contracapa, 2001.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising human capital, but constant inequality: the education composition effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, p. 200-250, 2006.

MENEZES-FILHO, N. **Os determinantes do desempenho escolar no Brasil**. Instituto Futuro Brasil, IBMEC São Paulo e Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo. Sumário Executivo, 2007.

MORETTI, E. Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-sectional Data. **Journal of Econometrics**, n.121, p.175-212, 2002.

QUEIROZ, B. L. Diferencial Regional de Salários e Retornos Sociais à Educação: Uma Abordagem Hierárquica. In: **Mercado de Trabalho: Uma Análise a Partir das Pesquisas Domiciliares no Brasil**. WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Org.). Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003.

R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2019. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.

RÊGO, C. V.; PENA, M. G. **Análise dos modelos de regressão espacial SAR, SEM e SAC**. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Estatística) - Universidade de Brasília, Brasília, 2012. 88 f.

RODRIGUES, L. et al. Mensuração da desigualdade educacional entre os municípios nordestinos. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 21, p. 1-31, 2017.

SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. Recursos familiares e transições educacionais. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, p. S67-S76, 2002.

SOUZA, M. I. de. A. et al. **Textos de Economia**, Florianópolis, v.16, n.2, p.111-142, jul./dez. 2013.

VERNIER, L. D. S. **Crescimento educacional brasileiro: uma análise da distribuição e disseminação dos efeitos espaciais**. Tese (Doutorado em Economia do Desenvolvimento da Escola de Negócios) - Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, 2016. 81 f.



VERNIER, L. D. S.; BAGOLIN, I. P.; FOCHEZATTO, A. Distribuição e disseminação espacial da educação nos municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, XV, 2017.