



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
DOUTORADO EM ECONOMIA**

LEANDRO OLIVEIRA COSTA

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOB A ANÁLISE DE IDENTIFICAÇÃO
PARCIAL E SENSIBILIDADE NA EDUCAÇÃO BRASILEIRA**

**FORTALEZA
2010**

LEANDRO OLIVEIRA COSTA

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOB A ANÁLISE DE IDENTIFICAÇÃO PARCIAL E
SENSIBILIDADE NA EDUCAÇÃO BRASILEIRA**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial á obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes

**FORTALEZA
2010**

LEANDRO OLIVEIRA COSTA

**ENSAIOS EMPÍRICOS SOB A ANÁLISE DE IDENTIFICAÇÃO PARCIAL E
SENSIBILIDADE NA EDUCAÇÃO BRASILEIRA**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial á obtenção do grau de Doutor em Economia.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes
Orientador

Prof. Dra. Eveline Barbosa Silva Carvalho
(Membro)

Prof. Dr. Augusto Marcos Carvalho de Sena
(Membro)

Prof. Dr. Francis Carlo Petterini
(Membro)

Prof. Dr. Rui Rodrigues Aguiar
(Membro)

Aos meus amados pais, Rosa e Boanerges.

AGRADECIMENTOS

Devo sinceros agradecimentos aos meus pais Antonio Boanerges da Costa e Rosa das Graças Oliveira Costa, por todos os sacrifícios aos quais se submeteram para prover-me a melhor educação possível, dentro e fora do meu lar.

Ao meu orientador Professor Ronaldo de Albuquerque e Arraes, pela atenção dispensada e direcionamento acadêmico durante a orientação desta Tese.

Ao Professor Marcos Vera-Hernandez pela sua co-orientação durante o estágio de doutorado na University College London.

Aos professores Eveline Carvalho, Marcos Sena, Francis Petterini e Rui Aguiar, por fazerem parte da banca examinadora e por suas relevantes contribuições para o trabalho aqui desenvolvido.

A coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão de financiamento, através da bolsa de estudo durante o estágio de doutorado no exterior.

Aos amigos do IPECE e CAEN por compartilharem os momentos agradáveis e difíceis do doutorado.

Por fim, a Deus por sempre me abençoar na estrada da minha vida.

RESUMO

Esta tese reúne dois ensaios empíricos utilizando as metodologias de Análise de Sensibilidade e de Identificação Parcial sobre a relação de causalidade de intervenções de relevante importância na educação brasileira. Essas análises são importantes ferramentas, pouco ou nunca utilizadas na literatura brasileira, para investigar a veracidade das questionáveis suposições utilizadas na difundida metodologia de Pareamento no Escore de Propensão. No primeiro capítulo é ampliada a pesquisa sobre a diferença no desempenho dos alunos das escolas públicas e privadas com a análise de Identificação Parcial. Proposta inicialmente em Manski (1989), essa metodologia possibilita questionar as hipóteses normalmente utilizadas nos modelos estatísticos e econométricos que conferem o sistema privado de ensino como o mais eficiente. No segundo capítulo investiga-se o efeito da estabilidade dos professores de escolas públicas sobre a qualidade do ensino. Com o objetivo de contribuir com a pesquisa brasileira que investiga as características do professor que afetam o desempenho dos alunos, inserindo um fator não pecuniário determinante na contratação de profissionais qualificados. Adicionalmente, foi investigado a robustez das estimativas a partir da Análise de Sensibilidade proposta por Rosenbaum e Rubin (1983). Os resultados revelam para a sobreestimação do efeito positivo da escola privada nos estudos sobre o sistema de ensino brasileiro e o significativo impacto da condição de estabilidade dos professores sobre a qualidade do ensino em escolas públicas.

Palavras-chave:

ABSTRACT

This thesis brings two empirical studies using the methodologies of Sensitivity Analysis and Partial Identification on the causality of interventions of relevant importance to Brazilian education. These analyses are important tools, few times or never used in Brazilian literature, to investigate the questionable veracity of the assumptions used in the widespread Propensity Score Matching methodology. The first chapter expands the research on the performance gap between students from public and private schools with an analysis of Partial Identification. Proposed initially at Manski (1989), this methodology allows to question the assumptions commonly used in statistical and econometric models that points the private school system as more efficient. The second chapter investigates the effect of teacher's stability on teaching quality. The goal is contributes to the Brazilian research on the characteristics of the teacher that affect student performance, inserting a non-monetary factor related to hiring qualified professionals. Additionally, the estimative robustness will be verified by the Sensitivity Analysis proposed by Rosenbaum and Rubin (1983). The results indicate an overestimation of the positive effect of private school in studies of the Brazilian educational system and the significant impact of the stability condition of teachers on the quality of teaching in public schools.

Keywords:

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 01 - Sobreposição do Escore de Propensão.....	46
GRÁFICO 02 - Percentual de professores das escolas públicas com vínculo estatutário e não estatutário por categoria de salário.....	65
GRÁFICO 03 - Sobreposição do Escore de Propensão para a região Nordeste	89
GRÁFICO 04 - Sobreposição do Escore de Propensão para a região Sudeste.	90

LISTA DE TABELAS

TABELA 01 -	Resultados nos Exames de Proficiência do SAEB 2005 dos alunos do 5º ano do Ensino Fundamental.....	28
TABELA 02 -	Características individuais e socioeconômicas dos estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental.....	29
TABELA 03 -	Classes de rendimento mensal de todos os trabalhos por anos de estudos (em %)......	30
TABELA 04 -	Regressão Logística para determinar o Escore de Propensão de estar matriculado na rede privada de ensino.....	44
TABELA 05 -	Balanceamento das variáveis utilizadas no pareamento dos alunos.....	45
TABELA 06 -	Pareamento no Escore de Propensão para os estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental.....	47
TABELA 07 -	Análise de Identificação Parcial para os estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental – Matemática.....	48
TABELA 08 -	Análise de Identificação Parcial para os estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental – Língua Portuguesa.....	48
TABELA 09 -	Resultados para as <i>dummies</i> de estados da Regressão Logística para determinar o Escore de Propensão de estar matriculado na rede privada de ensino.....	52
TABELA 10 -	Percentual de Professores com Estabilidades nas Escolas Públicas.....	63
TABELA 11 -	Características dos Estudantes e seus Pais, por Regiões.....	64
TABELA 12 -	Percentual de professores do 5º ano do Ensino Fundamental com vínculo estatutário e não estatutário por nível de escolaridade.....	66
TABELA 13 -	Dados descritivos das variáveis utilizadas na determinação do Escore de Propensão.....	68
TABELA 14 -	Regressão Logística Ordenada para determinar o Escore de Propensão de estar matriculado em escolas com diferentes percentuais de professores com estabilidade.....	80
TABELA 15 -	Estimativas do modelo de Pareamento no Escore de Propensão e MQO.....	83
TABELA 16 -	Probabilidades π_{ij} das variáveis utilizadas como modelo.....	85
TABELA 17 -	Análise de Sensibilidade do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados.....	86
TABELA 18 -	Balanceamento das variáveis utilizadas no pareamento dos alunos da região Nordeste.....	89
TABELA 19 -	Balanceamento das variáveis utilizadas no pareamento dos alunos da região Sudeste.....	90

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	10
2. UMA ANÁLISE DE IDENTIFICAÇÃO PARCIAL DA DIFERENÇA DE QUALIDADE ENTRE ESCOLAS BRASILEIRAS PÚBLICAS E PRIVADAS.....	17
2.1 Revisão Bibliográfica.....	19
2.2 Dados Descritivos	26
2.3 Metodologia.....	31
2.4 Pareamento no Escore de Propensão.....	32
2.5 Análise de Identificação Parcial.....	35
2.6 Resultados.....	42
2.7 Considerações Finais.....	50
2.8 Anexo.....	52
3. O EFEITO DA ESTABILIDADE DOS PROFESSORES: UMA ANÁLISE DE SENSIBILIDADE DA SUPOSIÇÃO DE INDEPENDÊNCIA CONDICIONAL.....	53
3.1 Revisão da Literatura.....	56
3.2 Descrição dos Dados.....	60
3.3 Metodologia.....	69
3.4 Pareamento no Escore de Propensão – Múltiplos Tratamento.....	70
3.5 Análise de Sensibilidade	74
3.6 Resultados	78
3.7 Considerações Finais	87
3.8 Anexo.....	89
4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	91

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas duas décadas, as pesquisas sobre os efeitos causais das políticas educacionais na performance dos estudantes tem como principal foco contornar a endogeneidade inerente ao processo educacional. Nesse contexto, já se tornou um consenso que o principal problema da pesquisas educacionais é que normalmente existem inúmeros fatores não observados que geram endogeneidade e confundem o efeito da intervenção estudada. Ou seja, é difícil produzir resultados convincentes sobre as relações de causalidade quando não se preocupa em isolar os resultados de uma intervenção do efeito de outros supostamente importantes fatores não controlados pelo pesquisador. Na busca de contornar este desafio, metodologias estatísticas e econométricas de avaliação de programas fazem uso de variações exógenas produzidas por experimentos aleatórios ou estudos observacionais que possibilitem a identificação do verdadeiro efeito das intervenções estudadas em ciências sociais¹.

A metodologia de Experimentos Aleatórios vem se consolidando como a forma mais aceitável de se encontrar variações exógenas. Ela possibilita identificar o efeito médio de uma intervenção ainda que utilizando a difícil e implementável atribuição aleatória de um tratamento². Entretanto, dadas as dificuldades de se conduzir um experimento randomizado, estudos observacionais tentam imitar o mecanismo de aleatorização ou buscam variações naturais as quais identificam o efeito dos tratamentos³. Para isso, utilizam microdados de pesquisas mais amplas ou registros administrativos dos programas.

¹ O conceito de identificação utilizado neste estudo é o apresentado em Dufour e Hsiao (2008). Ou seja, é considerado o conceito de identificação em modelos econométricos relacionado ao problema definido em termos da possibilidade de caracterizar os parâmetros de interesse a partir de dados observáveis (DUFOUR e HSIAO, 2008).

² Um dos fatores que tornam os experimentos aleatórios dificilmente realizados é que, dependendo do tipo de intervenção, pode haver questões políticas e éticas relacionadas com a seleção aleatória dos participantes e não participantes. Outros fatores são os altos custos e o tempo necessário para realizar a coleta de dados.

³ Segundo Rosenbaum (2002) um estudo observacional é uma investigação empírica de tratamentos, políticas, exposições e os efeitos que causam, mas é diferente de um experimento devido o investigador não poder controlar a designação dos indivíduos ao tratamento.

Imbens e Wooldridge (2008) sintetizam as diferenças entre a abordagem econômica e estatística sobre a avaliação do impacto de intervenções, programas ou tratamentos, em estudos observacionais. Os econométricos, principalmente aqueles motivados em avaliar programas de capacitação no mercado de trabalho, normalmente, realizam estudos observacionais que focam em contornar a endogeneidade decorrente do viés de seleção dos programas. Por outro lado, a literatura estatística de avaliação de programas iniciou-se a partir da análise de experimentos randomizados, principalmente em epidemiologia, formulando a agora dominante análise contrafactual de efeitos causais em estudos observacionais⁴.

Modelos contrafactuais partem da suposição que cada indivíduo na população em análise tem um resultado potencial para cada estado do tratamento, ainda que para cada indivíduo somente seja observado um estado do tratamento em um ponto no tempo (MORGAN e WINSHIP, 2007). Os resultados potenciais são pares de resultados definidos para a mesma unidade caso tivesse diferentes níveis de exposição ao tratamento. Isto é, interpretam-se as relações de causalidade a partir de modelos para os resultados potenciais e não apenas para os resultados observados. Esses modelos não só permitem uma avaliação do impacto de uma intervenção, mas também a análise do processo de seleção dos programas. Por exemplo, um modelo que avalie o efeito do aumento salarial para professores que obtém melhores resultados. Adicionalmente, Heckman (2008) afirma que quanto mais completo o modelo de contrafactuais, mais precisa é a definição de causalidade. O conceito de causalidade considerado neste estudo baseia-se na noção de variação controlada, variação no tratamento permanecendo os outros fatores constantes⁵.

Em relação à estimação do Efeito Médio do Tratamento, dados observacionais ou não-experimentais geralmente criam significantes desafios na estimativa de efeitos causais, pois as metodologias de inferência estatística impõem fortes suposições que, normalmente, não são testáveis⁶. A principal hipótese é a Suposição de Independência Condicional (SIC) ou a seleção em variáveis

⁴ Segundo Heckman (2008), contrafactuais são possíveis resultados em diferentes estados hipotéticos do mundo.

⁵ Também conhecido como conceito de causalidade da abordagem *ceteris paribus*.

⁶ A definição de Efeito Médio do Tratamento é apresentada nas seções de metodologia dos capítulos.

observáveis ou *unconfoundedness*, que em conjunto com a suposição de sobreposição possibilita a identificação pontual do efeito médio do tratamento nos modelos de Pareamento no Escore de Propensão⁷. Essa metodologia é utilizada, principalmente, para contornar o provável viés de seleção encontrado em estudos observacionais⁸.

Em relação às metodologias utilizadas nesta Tese, pode-se, primeiramente, apresentar a Análise de Sensibilidade proposta por Rosenbaum e Rubin (1983), a qual consiste em verificar a robustez das estimativas dos modelos de Pareamento no Escore de Propensão para pequenos desvios da Suposição de Independência Condicional (SIC). Em seguida, desenvolvida inicialmente por Manski (1989), a Análise de Identificação Parcial ou Limites (*bounds*) estima limites para as estimativas do efeito médio de uma intervenção sob suposições menos restritivas e mais críveis, embora nem sempre muito informativas.

Pode-se citar como outras importantes metodologias não utilizadas nesta pesquisa a de Variável Instrumental, de Regressões Descontínuas e de Diferença-em-Diferença. A primeira depende da presença de tratamentos adicionais, os chamados instrumentos, que satisfazem restrições específicas de exogeneidade e exclusão. A formulação deste método no contexto de resultados potenciais é apresentada inicialmente em Imbens e Angrist (1994). A segunda, se aplica desconsiderando completamente a hipótese de sobreposição, pois a regra de designação ao tratamento é uma função determinística de variáveis explicativas, mas as comparações podem ser feitas explorando a continuidade dos resultados médios em função de co-variáveis. Por último, a abordagem de Diferenças-em-Diferenças baseia-se na presença de dados adicionais na forma de amostras das unidades de tratamento e controle antes e após o tratamento.

A metodologia Pareamento no Escore de Propensão (*Propensity Score Matching*), introduzida por Rosenbaum e Rubin (1983) e amplamente discutida em

⁷ Heckman, Smith e Todd (1998) consideram que a Suposição de Independência sob a qual os grupos pareados são comparáveis é mais forte que a suposição de independência da média necessária normalmente utilizada pelos economistas.

⁸ Segundo Imbens e Woodridge (2008) sem *unconfoundedness* não existe uma abordagem geral para estimar os efeitos dos tratamentos.

diversos artigos, como Heckman et al (1998), Imbens (2004) e Caliendo e Kopeinig (2008)⁹, determina contrafactuais a partir da determinação de indivíduos dentro do grupo controle que sejam semelhantes aos tratados das variáveis observáveis inseridas no cálculo do escore de propensão. Essa é uma técnica semi-paramétrica de verificação dos efeitos de um programa em um quase-experimento, baseada em algoritmos de pareamento de indivíduos pertencentes a grupos distintos com o objetivo de se julgar os efeitos de uma determinada intervenção¹⁰. Conforme mencionado, as suas suposições de identificação são a Suposição de Independência Condicional (SIC) ou seleção nos observáveis ou *unconfundness* e a sobreposição ou balanceamento nas variáveis pré-tratamento. Juntas essas suposições são chamadas por Rosenbaum e Rubin (1983) de Ignorabilidade do Tratamento.

Porque vem se tornando um tema cada vez mais importante na literatura de avaliação de programas, pela Análise de Sensibilidade verifica-se a sensibilidade dos resultados estimados em relação aos desvios da hipótese de identificação, Becker e Caliendo (2007). Ou seja, os estimadores da metodologia de pareamento no escore de propensão não se preocupam com a possibilidade de existir variáveis não observadas que afetam simultaneamente a atribuição para o tratamento e a variável de resultado, criando um viés oculto que possa tornar os estimadores de pareamento não robustos. Este tipo de análise foi introduzido por Rosenbaum e Rubin (1983b) e vem sendo desenvolvido em Rosenbaum (2002), Imbens (2003), Altonji, Elder e Taber (2005) e Ichino, Mealli e Nannicini (2006). Algumas recentes aplicações podem ser vistas em Aakvik (2001), Diprete e Gangl (2004), Ichino, Mealli e Nannicini (2006) e Caliendo, Hujer, e Thomsen (2007).

Enquanto alternativa, pela metodologia de Identificação Parcial, ou Limites, propõe-se a analisar a inferência sobre o efeito do tratamento a partir da

⁹ Um dos mais interessantes debates sobre a metodologia PEP ocorreu quando Dehejia Wahba (1999), utilizando os dados do estudo de Lalonde (1986), mostrou que estimadores do PEP estão mais próximos aos estimadores de estudos experimentais do que os produzidos pelos métodos tradicionais de avaliação. Entretanto, Smith e Todd (2005) mostraram que os estimadores são melhores em apenas uma subamostra muito específicas dos dados Lalonde, gerando dúvidas sobre a generalização dos resultados de Dehejia e Wahba (1999).

¹⁰ Não se pretende discutir a eficiência e adequação dos estimadores e algoritmos de pareamento neste estudo. Uma lista dos principais estimadores de pareamento encontra-se em Caliendo e Kopeign (2008).

utilização de suposições menos suspeitas. Essa estratégia é considerada mais robusta, logo mais sensível e mais crível. Por outro lado, suposições mais fortes levam a mais informações sobre o parâmetro, mas inferências menos confiáveis podem ser conduzidas (TABER, 2010). A referida metodologia surgiu a partir da preocupação com as tradicionais análises de inferência quando as suposições não são confiáveis¹¹. Alguns dos artigos responsáveis pelo recente desenvolvimento desta metodologia são Manski (1989, 1990, 1993, 1997, 2008) e Manski e Pepper (2000)¹². Em suma, essa é uma técnica não paramétrica baseada em fracas suposições ou suposições que tentam representar a regra de seleção ou o efeito do tratamento. As principais suposições são a resposta monotônica do tratamento, a seleção monotônica do tratamento e variável instrumental monotônica.

Diante da incontestável endogeneidade decorrente do processo educacional e dos constantes avanços da metodologia sobre inferência causal, o objetivo desta Tese é analisar duas questões de extrema relevância para a qualidade do sistema educacional brasileiro utilizando as metodologias mais adequadas possíveis, de acordo com a base de dados disponível sobre a educação brasileira. A primeira é a observada diferença de qualidade do sistema educacional público e privado e a segunda é o efeito da condição de estabilidade dos professores sobre a qualidade do ensino nas escolas públicas.

No primeiro Capítulo a pesquisa sobre as diferenças observadas no desempenho dos alunos de escolas brasileiras públicas e privadas foi ampliada a partir da análise de Identificação Parcial proposta por Manski (1989). A comparação com os resultados do modelo de Pareamento no Escore de Propensão busca verificar se as suposições de identificação que tentam contornar o viés de seleção relacionado com a forte relação entre as condições socioeconômicas dos pais e a escolha de matricular os filhos na escola privada¹³. Utilizando os dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) para os estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental, os resultados apontam que os efeitos até agora estimados eram

¹¹ No problema fundamental da avaliação de programas, as suposições de ignorabilidade e imputação podem ser consideradas alvo de questionamento dependendo da intervenção avaliada.

¹² Manski (2008) expõe o desenvolvimento da literatura sobre Identificação Parcial.

¹³ Uma série de variáveis não observáveis, como a capacidade cognitiva dos alunos e a motivação dos pais, também podem influenciar o processo de seleção, o que pode invalidar a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão.

positivamente viesados devido à falta de comparabilidade entre os estudantes que freqüentam escolas públicas e privadas. Embora se reconheça a sobreestimação do efeito das escolas privadas, o persistente resultado positivo assinala que incentivos a expansão do sistema privado pode ser uma estratégia factível de melhoria da qualidade da educação no Brasil.

No segundo Capítulo, considera-se o amplo debate sobre a valorização do magistério que vem ocorrendo na sociedade brasileira na última década. Assim, pretende-se analisar o efeito da estabilidade dos professores do setor público sobre a qualidade do ensino nas escolas públicas brasileiras, considerando que ser docente é uma decisão que envolve vários outros fatores de caráter não pecuniário - provavelmente são altamente relacionados com a motivação dos professores. Utilizando a base de dados do exame Prova Brasil de 2007, aplicou-se a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão com o objetivo de contornar o possível viés de seleção das escolas decorrente da correlação entre o benefício da estabilidade com fatores relacionados aos salários e aos critérios de admissão dos alunos. Com o objetivo de verificar a robustez dos resultados, em seguida, foi realizado uma Análise de Sensibilidade proposta por Ichino, Mealli e Nannicini (2006), que simula a possibilidade da presença de uma variável não observada que invalide a suposição de independência condicional necessária para identificar a relação de causalidade. Os resultados revelam que as escolas públicas brasileiras com menos professores estáveis tem um efeito negativo sobre o desempenho nos exames de Língua Portuguesa dos estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental. Sinalizando que a estabilidade é um importante fator tanto na seleção de bons professores quanto para a qualidade do ensino das escolas públicas.

Os dois capítulos irão contribuir para o tema inicialmente desenvolvido pelo famoso casal Milton e Rose Friedman: a liberdade de escolha e competição em educação¹⁴. Considerado como a forma mais fácil de promover a igualdade de oportunidades, essas condições são, normalmente, inseridas em artigos que estudam as possibilidades de implantação da política de *vouchers* ou na análise do

¹⁴ Seus famosos livros que abordam este tema são “Capitalismo e Liberdade”, publicado em 1962, e “Liberdade para Escolher”, publicado em 1980 e que também se tornou uma série de televisão. Entretanto, é deles o artigo seminal *The Role of the Government on Education*.

efeito da competição entre escolas públicas sobre a qualidade dos professores. Uma coletânea de artigos sobre este tema pode ser encontrado no livro *The Economics of School Choice*, Hoxby (2003).

2. UMA ANÁLISE DE IDENTIFICAÇÃO PARCIAL DA DIFERENÇA DE QUALIDADE ENTRE ESCOLAS BRASILEIRAS PÚBLICAS E PRIVADAS

Nos últimos anos, as significativas diferenças nos resultados das avaliações a favor dos estudantes brasileiros de escolas privadas em relação aos de escolas públicas nas avaliações do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e no *Programme for International Student Assessment* (PISA) refletem, pelo menos, tanto a fuga da classe média do ensino público, que busca nas escolas particulares um sistema de ensino mais eficiente, como o maior acesso à educação pública das famílias mais carentes¹⁵. Entretanto, é difícil separar nesta diferença o efeito da eficiência do sistema privado do efeito das condições socioeconômicas das famílias que podem optar por escolas privadas para seus filhos; principalmente, considerando que a grande maioria das famílias brasileiras apresenta perfis socioeconômicos desfavoráveis e só tem a escola pública como única opção¹⁶. Esse imensurável viés de seleção relacionado às condições socioeconômicas das famílias pode tornar incomparável o desempenho dessas duas redes de ensino, impossibilitando isolar o efeito da eficiência das escolas privadas em obter melhores performances dos alunos.

Na busca de determinar o efeito médio da frequência regular na escola e o efeito que ela incide no desempenho dos alunos, contornado o viés de seleção e, conseqüentemente, a endogeneidade intrínseca ao processo educacional, as suposições que possibilitam determinar um contrafactual são facilmente questionadas. No Brasil, onde pressupõe-se que os rendimentos familiares, a capacidade cognitiva dos alunos e a motivação das famílias relacionada a importância dada à educação como fator de mobilidade social têm um papel significativo no processo de seleção da escola. É quase impossível sustentar os

¹⁵ Hanushek e Woessmann (2008) analisam o papel das habilidades cognitivas, avaliadas a partir dos exames de proficiência, sobre o desenvolvimento econômico dos países, com foco especial sobre o papel da qualidade e da quantidade de escolas. Seus resultados apontam que o baixo nível de habilidades cognitivas alcançado pelos países latino-americanos podem responder pelo seu fraco desempenho no crescimento desde 1960 e que o desempenho nos exames de proficiência podem explicar as diferenças de crescimento inter e intra-regional.

¹⁶ Na última década essa diferença nos resultados se agravou, pois com a universalização do Ensino Fundamental, incentivado por programas de transferência de renda como PETI e Bolsa Família, pode ter colocado nas salas de aulas das escolas públicas crianças de famílias dos mais baixos níveis socioeconômicos.

pressupostos de homogeneidade e ignorabilidade do tratamento. Como reconhece Webbink (2005), devido o processo educacional ser a princípio endógeno, inúmeros resultados encontrados na literatura da função de produção educacional sobre o efeito dos fatores escolares podem não ser corretos. Especialmente, quando se preocupa com a comparabilidade dos estudantes dos sistemas público e privado de ensino (MORGAN e WINSHIP, 2007).

Na educação americana, alguns estudos utilizaram variáveis instrumentais como fonte exógena para identificar o efeito do ensino privado no desempenho do estudante. Por exemplo, Evans e Schwab (1995), primeiros a abordarem o problema do viés de seleção na análise do *gap* entre escolas públicas e privadas americanas, utilizaram a vertente religiosa da família católica com variável instrumental. Similarmente, Hoxby (1994) analisa as questões da competitividade e da diminuição da demanda devido à baixa qualidade do ensino público, utilizando a composição religiosa das escolas como instrumento. Entretanto, Altonji et al (2002) criticam esses instrumentos utilizados para identificar o efeito das escolas católicas americanas, pois esses instrumentos normalmente apresentam alguma correlação com os resultados ou com as variáveis explicativas.

Utilizando diferentes metodologias para contornar o viés de seleção devido a variáveis não observadas, vários estudos analisaram a educação brasileira ao comparar o desempenho dos estudantes do sistema público e privado. Admitindo a comparabilidade entre os estudantes destes diferentes sistemas de ensino, seus resultados apontam a gestão privada como a mais eficiente (VANDENBERGHE E ROBIN, 2004, SOMERS ET AL, 2004, FRANÇA E GONÇALVES, 2010, E DRONKERS E AVRAM, 2010).

Nesse contexto, pretende-se questionar as suposições de identificação da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão e de regressões lineares na investigação sobre a diferença de resultados entre as escolas públicas e privadas brasileiras. Consequentemente, a suposição de ignorabilidade do tratamento e imputação dessas metodologias é questionada para a realidade do mecanismo de seleção das escolas privadas brasileiras. Para isso, será aplicada a metodologia de Identificação Parcial, desenvolvida em Manski (1989, 1998, 2001, 2007), com o

objetivo de estimar limites para as estimativas do efeito médio do aluno estar matriculado em uma escola privada sob suposições menos restritivas e mais críveis, embora nem sempre muito informativas.

Em vista destes questionamentos, o objetivo desta pesquisa centra-se em aplicar diferentes ferramentas no conjunto de dados disponíveis que melhor se ajustam à educação brasileira para testar se a escola particular é mais eficiente ou se este é um resultado do viés de seleção devido à significativa estratificação do sistema educacional. Essa análise será conduzida segundo a hipótese de que o Brasil apresenta um contexto institucional e níveis de renda bem diferentes dos estudos sobre as escolas americanas. Com isso, evidencia-se a complexidade dos processos de escolhas das escolas pelos pais e os fatores que influenciam a eficiência escolar presente no sistema educacional brasileiro.

O trabalho se divide em quatro seções além dessa introdução. Na seção dois apresenta-se uma análise descritiva da base de dados. Na seção seguinte faz-se uma revisão da literatura. Na seção quatro discute-se a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão e de Identificação Parcial. Os resultados encontram-se na seção cinco, seguido pelas considerações finais.

2.1 Revisão Bibliográfica

Essa seção tem o objetivo de sintetizar alguns importantes artigos que abordam a análise do efeito do sistema privado de ensino sobre o desempenho dos estudantes. Com isso, tenta-se apresentar as estratégias de identificação desse efeito, listando os principais problemas focados pelos autores em suas bases de dados e nos principais resultados encontrados¹⁷. Inicia-se com Webbink (2005) ao

¹⁷ Com o objetivo de focar nos avanços metodológicos, não serão apresentados os clássicos artigos que iniciaram com esta pesquisa, como Friedman (1955) e Coleman et al (1982). Friedman iniciou a discussão sobre a competitividade entre as escolas para melhorar a qualidade da educação global, considerando que o sistema escolar privado é mais eficiente do que o público. O mundialmente conhecido Relatório de Coleman aponta que a qualidade do ensino nas escolas privadas católicas, mesmo controlando por diferenças nas características familiares, teriam maior efeito sobre o desempenho dos estudantes de menor nível socioeconômico e das minorias.

resumir os recentes desafios enfrentados e algumas metodologias adequadas para determinar efeitos de causalidade em educação. Segundo, apresentamos Evans e Schwab (1995) um dos primeiros a se preocupar com o viés de seleção na análise do efeito das escolas privadas nos EUA. Hoxby (1994) discute as questões da competitividade e da diminuição da demanda devido à baixa qualidade do ensino público. O quarto artigo da seqüência é Vandenberghe e Robin (2004), e um estudo comparativo entre países, inclusive o Brasil, compara os resultados de diferentes metodologias que visam contornar a possibilidade de variáveis não observadas. Altonji et al (2002) fazem uma crítica sobre os instrumentos utilizados para identificar o efeito das escolas católicas americanas. Somers, Mcewan e Willms (2004), em seguida, analisam a efetividade das escolas privadas em países da América Latina, e enfatizam os contextos institucionais e níveis de renda os quais bem diferentes dos estudos sobre as escolas americanas. Nguyen, Taylor e Bradley (2006), utilizam a metodologia combinada de pareamento no escore de propensão e diferença-em-diferença, tentam controlar o viés de seleção devido às características observadas e não observadas. França e Gonçalves (2010), aplicando a metodologia de pareamento no escore de propensão nos dados do SAEB, encontram um efeito significativo das escolas privadas brasileiras. Por fim, Dronkers e Avram (2010) tentam separar os processos de escolha da escola e a eficácia escolar a partir de uma metodologia de pareamento em dois estágios.

Webbink (2005) apresenta uma síntese da recente literatura sobre efeitos causais das políticas educacionais no desempenho dos estudantes, e considera que o processo educacional é endógeno. Esse debate lança dúvida sobre inúmeros resultados encontrados na literatura da função de produção educacional. Ele afirma que o principal problema das pesquisas educacionais é que normalmente existem inúmeros fatores que podem mascarar o efeito da intervenção estudada. Ou seja, é difícil produzir resultados convincentes quando não se preocupa em isolar os resultados de uma intervenção do efeito de outros fatores não observados pelo pesquisador. Para isso, novas metodologias têm sido aperfeiçoadas através da utilização de variações exógenas produzidas por experimentos controlados ou naturais. Os experimentos controlados são a forma mais aceitável de se encontrar variações exógenas, entretanto sua implementação exige custos muito elevados. Já os experimentos naturais tentam, a partir de variações da intervenção, como

mudanças de leis e variações naturais, utilizar variáveis instrumentais para produzir ambientes comparáveis aos experimentos. Entretanto, não há nenhum relato da metodologia de pareamento no trabalho deste autor.

Hoxby (1994) investiga se o aumento nas possibilidades de escolha das escolas americanas, aumentando a competição entre escolas públicas e privadas e entre escolas privadas, melhora a qualidade da educação. Utilizando a composição religiosa das escolas privadas como variável instrumental, a qual representa variações exógenas sobre a disponibilidade e custos das escolas privadas, tenta-se separar o efeito do aumento da competitividade entre escolas públicas e privadas do aumento na demanda pelas escolas privadas, diminuindo a demanda por escolas públicas, por deterem baixa qualidade de ensino inferior às privadas. Como a baixa qualidade das escolas públicas tende a elevar a demanda pelo ensino privado, a autora enfatiza que não se pode simplesmente comparar resultados dos estudantes de escolas públicas em áreas com ou sem uma alternativa das escolas privadas, pois isso criaria um viés sobre o efeito da competitividade em virtude do maior número de matrículas em escolas privadas. Os resultados do artigo atestam uma relação entre o aumento da competitividade e um aumento na qualidade das escolas públicas, mensurado através do desempenho educacional, salários e taxas de conclusão do ensino médio dos estudantes de escolas públicas.

Evans e Schwab (1995), aperfeiçoam a metodologia de Coleman et al (1987) e procuram investigar o efeito sobre a probabilidade de um aluno terminar o ensino médio e entrar na universidade através da diferença de qualidade de ensino entre as escolas públicas e católicas de ensino médio dos Estados Unidos¹⁸. Os autores enfatizaram o problema gerado pelo viés de seleção, verificando que no caso dos estudantes com melhores habilidades cognitivas ou de famílias que atribuem maior valor a educação fossem mais atraídos para o ensino católico, os modelos iriam superestimar o efeito da educação católica. Portanto, um modelo de uma equação não seria adequado e o modelo apropriado necessitaria levar em conta o problema da endogeneidade, contendo duas equações. Com isso,

¹⁸ Evans e Schwab citaram que os resultados do trabalho de Coleman foram questionados por vários outros artigos, pois estes apontaram resultados como sensíveis a escolha de outras variáveis independentes e esses significativos efeitos decorriam de um viés de seleção.

estimaram um modelo biprobit com a variável instrumental se a família era católica como fonte exógena de variação para identificar o efeito das escolas católicas. Sua principal conclusão foi que as escolas católicas aumentam em 13% a probabilidade do estudante de conclusão do segundo grau e ingressar na faculdade.

Morgan (2001) analisa o efeito das escolas católicas nos Estados Unidos pela introdução da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão como uma estratégia alternativa aos modelos de regressão no foco das relações de causalidade nos estudos dos efeitos das escolas. Reconhecendo a falta de robustez nas suposições da metodologia de pareamento, seus resultados revelam que o efeito da escola católica americana é mais forte sobre os que são menos prováveis a freqüentar uma escola católica, dado suas características observáveis. Entretanto, a principal lição apresentada por Morgan é que na pesquisa dos efeitos das escolas ainda que o viés de variável omitida seja discutido, raramente se discute sobre a fragilidade dos dados observacionais, principalmente quando o latente viés de seleção é mais significativo. Por esta razão, o autor coloca a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão como uma alternativa para plausíveis estimativas do efeito das escolas católicas no contexto de causalidade e avaliação de efeitos do tratamento.

Vandenberghe e Robin (2004), ao empregarem a base de 2000 do PISA, buscam estimar o efeito da educação privada e pública sobre o desempenho dos alunos nos países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Considerando o potencial viés gerado pela existência de fatores não observados, e relatando importantes divergências entre os resultados dos testes paramétricos e não-paramétricos, os autores utilizam três métodos: variáveis instrumentais (VI), a abordagem de Heckman de dois estágios e o Pareamento no Escore de Propensão. O paramétrico estimador de seleção de Heckman é um método utilizado para controlar o viés de seleção devido à presença de variáveis não observadas. Contudo, como a abordagem emprega VI, faz-se necessário incluir uma variável instrumental como fonte de identificação. A localidade foi usada para saber se a escola encontra-se em cidades grandes, isto é, com mais de 100 mil

habitantes¹⁹. Os resultados revelam que a educação privada não gera benefícios sistemáticos para a maioria dos países. Entretanto, no Brasil esse efeito é positivo, mas o autor sugere interpretar o resultado a partir de características culturais e não de eficiência das escolas privadas.

Altonji, Elder e Taber (2002), a partir de uma análise de sensibilidade, analisam a validade dos instrumentos amplamente utilizados como fonte de variação para identificar o efeito da escola católica americana sobre vários resultados. Os autores investigam se o efeito positivo sobre os resultados dos alunos tem a ver com a questão de uma seleção não aleatória dos alunos pelas instituições de ensino católicas, o que implicaria em correlações espúrias entre a seleção da escola e características não observáveis das famílias que são favoráveis à educação. Ou seja, eles buscaram mostrar que as tentativas para corrigir o viés de seleção através da metodologia de regressões com variável instrumental é uma tarefa muito difícil, uma vez que é necessário encontrar uma variável que é positivamente correlacionada com a escolha da escola, mas também seja exógena no que diz respeito aos resultados educacionais. Os instrumentos analisados foram a filiação religiosa, a proximidade da residência do aluno a escola católica e a interação entre esses dois instrumentos. Usando diversos métodos para testar o viés induzido por estes instrumentos, eles concluem que nenhum é útil para identificar o efeito de uma escola católica e demonstram que o efeito estimado das escolas católicas sobre a conclusão do ensino médio e o ingresso na faculdade é viesado positivamente quando utilizada a abordagem de variáveis instrumentais.

Somers, Mcewan e Willms (2004) comparam a efetividade das escolas privadas em países da América Latina, os quais podem apresentar contextos institucionais e níveis de renda bem diferentes dos estudos que avaliam o efeito das escolas católicas dos Estados Unidos. Utilizando a metodologia de regressão de multi-níveis em uma base de dados organizada pela UNESCO, o artigo aborda a caracterização do efeito dos pares que pode viesar o real impacto da eficiência das

¹⁹ Na escolha desta variável como instrumento, os autores se baseiam no argumento de Hoxby (2000a, b) que advoga que características geográfica e topográficas podem ser usadas como instrumentos naturais para as características endógenas do sistema escolar, pois se acredita que a variação na oferta de escolas privadas entre as grandes cidades e outras áreas reflète principalmente fatores histórico que podem ser equiparados as condições de oferta acidentais.

escolas privadas. Dado que os resultados foram obtidos a partir da mesma metodologia e base de dados, comparando com os outros países os efeitos observados para o Brasil foram um dos maiores, em torno de 0,3 do desvio-padrão.

Nguyen, Taylor e Bradley (2006), explorando dados longitudinais, deram continuidade à pesquisa sobre o efeito das escolas católicas americanas. Com isso, aplicaram a metodologia de pareamento no escore de propensão em combinação com a metodologia de diferença-em-diferença para controlar o viés de seleção devido a características observadas e não observadas constante no tempo. Os resultados apontam para um efeito menor, embora significativo, da escola católica americana.

França e Gonçalves (2010), a partir do SAEB 2003, analisam a diferença entre os resultados do sistema da educação pública e privada brasileira utilizando a metodologia do Pareamento no Escore de Propensão com o intuito de se superar o viés de seleção proveniente de características não observadas relacionadas com o nível socioeconômico das famílias brasileiras. Os resultados para os alunos do 5º ano de ensino fundamental mostraram uma superioridade do efeito da escola privada sobre a pública, além de uma diferença crescente segundo o nível socioeconômico. Entretanto, para superar a falta de uma variável de renda familiar nos questionários dos alunos, e conseqüentemente a satisfação da hipótese de balanceamento no escore de propensão, foi utilizado o artifício de se criar variáveis que tentam mensurar o nível socioeconômico dos alunos²⁰. Essa estratégia possivelmente mascara a incomparabilidade dos estudantes que freqüentam escolas públicas e privadas, pois a estimação do escore de propensão é derivado de medidas incorretas sobre os determinantes da matrícula em uma escola privada.

Dronkers e Avram (2010) fazem uma análise comparativa entre países utilizando o PISA 2006 e a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão com o objetivo de distinguir entre os processos de escolha da escola e a eficácia escolar, visando analisar a diferença da efetividade escolar entre as escolas do

²⁰ Essa variável foi criada a partir da metodologia de análise fatorial utilizando variáveis dos questionários aplicados aos alunos sobre o número de televisores, rádios, dvd, geladeira, livros em casa, carros, banheiros, quartos para dormir e o grau de escolaridade dos pais.

sistema público e as escolas privadas independentes, as quais são independentes financeiramente, com propriedade privada e financiamento através de taxas escolares²¹. Segundo os autores, este aspecto torna os seus resultados significativamente diferentes das escolas privadas dependentes de recursos públicos, podendo neutralizar todo o efeito da escola privada. Os resultados encontrados sintetizam dois padrões gerais de escolha da escola: reprodução da escolha de uma classe social e a busca de uma boa e equipada escola. Sobre os resultados da eficácia escolar, a partir de um pareamento em dois estágios que tem o objetivo de controlar o viés de seleção e o processo de escolha da escola, as iniciais mais elevadas performances nos exames de leitura de alunos matriculados em escolas privadas independentes tornam-se comparáveis as dos alunos de escolas públicas na maioria dos países. Entretanto, para o Brasil a diferença ainda é significativamente maior. Os autores consideram que esse resultado não pode ser explicado pelos processos de escolha da escola. O resultado pode ser a indicação de uma maior eficácia das escolas privadas independentes nesses países.

Curi e Menezes-Filho (2010), reconhecendo que os fatores que influenciam a escolha da rede de ensino pelas famílias podem vir tanto do lado da demanda das famílias, como a renda familiar e o nível educacional dos pais, quanto pelo lado da oferta, como o número de vagas ofertadas pela rede pública, investigaram quais as variáveis são relacionadas a decisão das famílias em matricular seus filhos em escolas privadas e qual é o nível de gastos dessas famílias brasileiras em educação. Primeiramente, verifica-se que no período de 2000 a 2008 aumentou o percentual de matrículas nas escolas privadas do Ensino Fundamental e reduziu-se no Ensino Médio, acompanhando o crescimento contínuo de renda nas classes mais baixas²². Aplicando modelos de escolha binária aos dados da PNAD e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), os autores concluíram que a educação da mãe, a renda familiar e a oferta de escolas públicas, custo da educação no estado e a região de moradia são os principais fatores que influenciam a decisão dos pais de matricular seus filhos em escolas privadas. Os autores supõem que a escolha da rede privada, mesmo sendo a rede pública gratuita,

²¹ Dronkers e Avram (2010 b) faz essa mesma análise para escolas privadas dependentes, isto é, financiadas total ou parcialmente por recursos públicos. Ademais, Dronker e Robert (2008) abordam as mesmas questões utilizando a metodologia de regressões em multi-níveis.

²² Neri (2010) investiga os motivos da evasão escolar no Ensino Médio no Brasil.

decorre da baixa qualidade de ensino observada na rede pública e de sua limitada oferta de vagas. Ademais, conclui-se que as famílias mais pobres matriculam seus filhos em escolas privadas e chegam a comprometer cerca de 10% da sua renda com mensalidades²³.

Em suma, os principais problemas listados nos artigos foram a endogeneidade decorrente de variáveis não observadas e viés de seleção. Para isso, diversas estratégias metodológicas foram utilizadas, como: modelo de variáveis instrumentais, pareamento no escore de propensão e de diferença-em-diferença. Entretanto, como afirma Dronkers e Avram (2010), apesar da quantidade impressionante de pesquisas realizadas, os resultados permanecem inconsistentes e inconclusivos. Isto é, os resultados dependeram do período do estudo, do desenho da pesquisa e das variáveis incluídas nos modelos, bem como dos métodos estatísticos utilizados.

2.2 Dados Descritivos

Foram utilizados os dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica Brasileira (SAEB), pesquisa conduzida pelo Ministério da Educação Brasileira – MEC, cuja avaliação é realizada bianualmente, por amostragem das redes de ensino, em cada unidade da federação com focalização nas gestões dos sistemas educacionais. Embora as avaliações venham sendo realizadas desde 1990, o plano amostral atual é o mesmo desde 2003 e suas principais ferramentas de avaliação são exames de proficiência em Matemática, com foco na resolução de problemas, e Português, com foco em leitura, aplicados a uma amostra representativa dos alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental e do 3º ano do ensino médio. Complementarmente, são aplicados questionários socioeconômicos com os alunos, professores, diretores e escolas. Em relação ao formato da base de dados gerada, o SAEB consiste de repetidos *cross-sections* de representativas escolas e estudantes

²³ Zoghbi et al (2010) também investigam se a produtividade relativa dos setores públicos e privados da educação é levada em conta no processo de escolha das escolas pelas famílias.

de escolas públicas e privadas. A edição utilizada neste artigo é o SAEB de 2005, último ano em que os microdados do SAEB estão disponíveis²⁴.

A amostra dos alunos do 5º ano do ensino fundamental que realizaram o exame é composta por 83.929 alunos, dos quais 41783 fizeram a prova de Matemática e 42.146 a de Língua Portuguesa organizados em 3.004 escolas. Desse total, a amostra contém 29,7% estudantes de escolas privadas, o que caracteriza o objetivo principal da pesquisa que é monitorar o desempenho dos sistemas de ensino, considerando a atuação dos diferentes entes federados²⁵. Em relação à dependência administrativa das escolas públicas, 35,4% são municipais e 34,5% são estaduais. Retirou-se da amostra os indivíduos que freqüentam as escolas públicas federais, mesmo que só representem 0,65% da amostra, essas possuem critérios de ingresso baseados em desempenho e, possivelmente, o nível socioeconômico dos seus alunos possibilitaria a escolha de uma escola privada, ao contrário da maioria das outras escolas públicas (municipais e estaduais). Os critérios de seleção dos alunos mais aplicados nas escolas públicas são o local de moradia e ordem de chegada. Ambos restringem a escolha dos pais sobre qual escola pública matricular os seus filhos, pois as escolas mais procuradas, devido à nota de qualidade do ensino, devem ter uma demanda além da capacidade da escola.

As variáveis de resultados utilizados como medidas de qualidade do aprendizado são as proficiências padronizadas dos exames de Matemática e Língua Portuguesa dos estudantes do 5º ano do ensino fundamental²⁶. A Tabela 1.1 apresenta as médias dos resultados para os sistemas públicos e privados e a

²⁴ Em INEP (2007) são apresentados os aspectos metodológicos da construção da amostral e dos instrumentos utilizados na pesquisa, os exames e os questionários.

²⁵ Os dados do Censo Escolar de 2005 informam que somente em torno 10% das escolas de 5º ano do ensino fundamental são privadas e que a grande maioria das públicas é municipal 58%. Entretanto, nos últimos 5 anos o número de alunos matriculados em escolas privadas no ensino fundamental vem aumentando cerca de 2% ao ano, provavelmente devido ao crescimento da classe média brasileira. Ademais, os programas do Ministério da Educação FUNDEF e FUNDEB, implementados a partir de 1998, vêm incentivando o processo de municipalização das escolas públicas do ensino fundamental. Razo, Fernandes e Soares (2005) avaliam o efeito da municipalização das escolas estaduais do ensino fundamental no Brasil.

²⁶ A escolha do 5º ano, final da 1ª fase do ensino fundamental, ao invés do 9º ano do ensino fundamental e 3º ano do ensino médio, deve-se a tentativa de minimizar os efeitos negativos de variáveis educacionais e sócio-culturais que, provavelmente, ampliam-se no processo de aprendizado dos alunos mais velhos. Por exemplo, evasão, trabalho infantil e delinquência j.

diferença entre os dois sistemas. Os dados estão divididos para homens, mulheres, não pretos e pretos para tornar evidente a desigualdade de gênero e cor ou raça visualizados nos resultados. Ademais, desigualdades regionais e socioeconômicas também são facilmente visualizadas em dados descritivos²⁷.

Os resultados mostram significativas vantagens nos resultados dos estudantes das escolas privadas sobre os estudantes de escolas públicas, porquanto, entre todos os grupos as diferenças são maiores que 25%. Em relação à diferença de sexo, observa-se que as mulheres apresentam melhores resultados nos exames de português, o que não se reflete nos exames de matemática. Ao se analisar as desigualdades de cor ou raça, os alunos auto declarados pretos apresentam piores resultados tanto nas escolas públicas como nas privadas.

Tabela 01- Resultados nos Exames de Proficiência do SAEB 2005 dos alunos do 5º ano do Ensino Fundamental

Exames	Todas	Escola Pública	Escola Privada	Dif.
Matemática				
Mulher	188,7	173,8	220,3	26,7%
Homem	190,9	174,9	225,8	29,1%
Preto	166,3	161,6	196,4	21,5%
Não Preto	191,8	176,5	224,4	27,1%
Português				
Mulher	186,1	173,1	216,0	24,8%
Homem	172,6	158,5	203,7	28,5%
Preto	158,6	154,0	185,4	20,4%
Não Preto	181,1	167,3	211,1	26,2%

Fonte: Microdados do SAEB. Elaboração do autor.

Os dados descritivos sobre as variáveis sociais e educacionais do estudante e sua família utilizados na determinação do escore de propensão estão dispostos na Tabela 1. A inclusão destas variáveis tem o objetivo de identificar características que podem influenciar tanto o desempenho nos exames como a seleção da rede de ensino dos alunos. Assim, a variável mulher e preto pretendem controlar as características de gênero e cor ou raça da amostra. As variáveis distorção idade-série, reprovado e pré-escola tentam caracterizar o histórico acadêmico dos estudantes. A escolaridade dos pais pretende captar o efeito da

²⁷ Veja INEP (2007).

herança educacional e ambiente familiar sobre o desempenho corrente das crianças. Por fim, a estrutura familiar tenta controlar o efeito da ausência de um dos pais sobre o ambiente educacional dos filhos.

Tabela 02 - Características individuais e socioeconômicas dos estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental

	Matemática		Português	
	Escola Pública	Escola Privada	Escola Pública	Escola Privada
Mulher	48,8%	49,5%	48,6%	49,5%
Preto	14,0%	5,0%	13,5%	5,5%
Distorção Idade-Série	22,7%	3,5%	22,7%	3,5%
Estrutura Familiar	92,1%	96,1%	90,7%	95,7%
Reprovado	33,6%	9,9%	32,7%	9,4%
Pré-escola	70,3%	91,6%	68,5%	90,9%
Escolaridade da Mãe				
Nem Fundamental	25,9%	4,4%	25,7%	4,1%
Fundamental	11,1%	6,6%	11,4%	6,9%
Médio	11,7%	17,2%	11,3%	17,9%
Graduação	8,2%	37,8%	7,8%	37,6%
Escolaridade do Pai				
Nem Fundamental	21,5%	5,2%	21,0%	4,8%
Fundamental	9,4%	6,1%	9,4%	5,8%
Médio	8,6%	13,2%	8,6%	13,1%
Graduação	8,9%	35,8%	8,4%	35,6%

Fonte: Elaboração do autor

Constata-se nesta tabela que o maior percentual de estudantes que se consideram com a cor/raça preto é cerca de 3 vezes maior na escola pública. Em relação à distorção idade-série, alunos com mais de 2 anos de diferença em relação a idade indicada para o 5º ano, é significativamente maior o percentual de alunos da rede pública, 22,7%, contra 3,5% da escola privada. Os dados sobre se os alunos que já foram reprovados ou se freqüentaram a pré-escola contribuem com o informado pela variável distorção idade-série, que os estudantes de escolas públicas claramente estão em desvantagem. Nas escolas privadas quase 10% dos alunos já tiveram alguma reprovação enquanto na pública esse número é três vezes maior. Quanto a freqüência no pré-escolar, cerca de 90% dos alunos de escolas privadas e 70% de escolas públicas tiveram a oportunidade de atender esta fase da educação infantil.

Cabe destacar que é extremamente importante a caracterização do nível socioeconômico dos pais dos alunos e, conseqüentemente, o processo de escolha da rede de ensino. Tendo em vista que os questionários do SAEB não trazem essa informação, o processo de pareamento dos estudantes pode se tornar inviável. Entretanto, como pode se extrair da Tabela 2, é possível se verificar a correlação entre a escolaridade dos pais e a escolha das escolas privadas, uma vez que 55% dos pais dos estudantes das escolas privadas concluíram pelo menos o ensino médio, contra menos de 20% dos pais de alunos de escolas públicas.

A Tabela 3, elaborada a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), pretende contribuir com a suposição de que a escolaridade, devido ser significativa correlacionada com os rendimentos das pessoas no Brasil, pode ser o principal representante do nível socioeconômico das famílias que influencia no processo de seleção das escolas. Visto que a maioria das pessoas com menos de 7 anos de estudo, o que equivale a não ter concluído o ensino fundamental, não recebem mais de 2 salários-mínimos e que mais de 90% das pessoas que recebem mais de 5 salários mínimos têm mais de 11 anos de estudo colaborando com a afirmativa que a taxa de retorno da educação no Brasil é extremamente elevada²⁸.

Tabela 03 - Classes de rendimento mensal de todos os trabalhos por anos de estudos (em %)

	Menos 7 anos	8 a 10 anos	11 a 14 anos	15 anos ou mais	Total
A té 1/2 s. m .	7.57	1.62	0.90	0.03	10.12
M ais de 1/2 a 1 s.m .	12.16	3.90	4.15	0.19	20.40
M ais de 1 a 2 s.m .	12.73	5.56	9.35	0.77	28.41
M ais de 2 a 3 s.m .	3.11	1.80	4.28	0.78	9.97
M ais de 3 a 5 s.m .	2.01	1.32	4.16	1.82	9.31
M ais de 5 a 10 s.m .	0.72	0.56	2.37	2.19	5.84
M ais de 10 a 20 s.m .	0.15	0.10	0.59	1.30	2.14
M ais de 20 s.m .	0.05	0.03	0.16	0.60	0.84
Total	48.06	16.37	27.24	8.05	

Fonte: SIDRAS/PNAD 2005. s.m. é a abreviação para salário mínimo que em 2005 era de 300 reais. Menos de 7 anos equivale a não ter concluído o ensino fundamental. Entre 8 e 10 anos equivale a ter concluído o ensino fundamental. Entre 11 e 14 anos equivale a ter concluído o ensino médio. Mais de 15 anos equivale a ter concluído o ensino superior.

²⁸ Barbosa Filho e Pessoa (2007) verificam que as Taxa Interna de Retorno da Educação no Brasil são extremamente elevadas.

Entretanto, quando se utiliza somente a escolaridade dos pais, não é possível identificar se aqueles pais com menores níveis de escolaridade e elevados níveis de renda tendem a investir na escolaridade dos filhos, considerando que a educação é um significativo fator de mobilidade social. Ou seja, não é observada a motivação relacionada à importância dada a educação pelas famílias que estão ascendendo socialmente. Alternativamente, alguns estudos criam variáveis que tentam caracterizar o nível socioeconômico e as características culturais das famílias dos alunos que influenciam o aprendizado e a escolha das escolas. Entretanto, a escolha das variáveis e a metodologia utilizada para gerar essas variáveis podem inserir um adicional viés na estimativa, devido ao erro de medida do efeito da escola privada sobre a performance dos estudantes.

2.3 Metodologia

A estratégia de determinação do efeito dos estudantes brasileiros estarem matriculados em escolas privadas em relação aos matriculados em escolas públicas sobre o desempenho em exames de proficiência é, primeiramente, através de um modelo que possibilita a identificação pontual do efeito médio do tratamento (EMT). Introduzida por Rosenbaum e Rubin (1983a), a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão baseia-se em fortes suposições de identificação. Em seguida, visando apresentar uma metodologia que apresente suposições mais flexíveis e realistas para a intervenção analisada, utiliza-se a metodologia de Identificação Parcial do efeito médio do tratamento introduzido por Manski (1989)²⁹, também conhecida como Limites.

A metodologia de Pareamento no Escore de Propensão (PEP), amplamente discutida em Heckman, Ichimura e Todd (1998), Imbens (2004), Blundell e Costa-Dias (2007) e Caliendo e Kopeinig (2008)³⁰, visa determinar um contrafactual a partir da determinação de indivíduos dentro do grupo controle que

²⁹ Blundell e Costa-Dias (2008), Heckman (2008) e Imbens e Woodridge (2008) são estudos que fazem uma análise da metodologia de avaliação de programas abordando as condições de identificação dos principais métodos de avaliação.

³⁰ Um dos mais interessantes debates sobre a metodologia PEP ocorreu quando Dehejia Wahba (1999), utilizando os dados do estudo de Lalonde (1986), mostrou que estimadores do PEP estão mais próximos aos estimadores de estudos experimentais do que os produzidos pelos métodos tradicionais de avaliação. Entretanto, Smith e Todd (2005) mostraram que os estimadores são melhores em apenas uma subamostra muito específica dos dados Lalonde, gerando dúvidas sobre a generalização dos resultados de Dehejia e Wahba (1999).

sejam semelhantes aos tratados dado variáveis observáveis. Essa é uma técnica semi-paramétrica de determinação dos efeitos de um programa em um quase-experimento, baseada em algoritmos de pareamento de indivíduos pertencentes a grupos distintos com o objetivo de se julgar os efeitos de uma determinada intervenção. As suas fortes suposições de identificação são a Suposição de Independência Condicional (SIC) ou balanceamento nas variáveis pré-tratamento³¹.

A Identificação Parcial, ou Limites, surgiu como uma metodologia alternativa as tradicionais análises de inferência quando as suposições não são confiáveis³². Isso é provável de ocorrer na análise da diferença de qualidade da escola pública e privada quanto à suposição de independência condicional e de balanceamento, pois possivelmente o viés de seleção devido às condições econômicas das famílias e a motivação de alguns pais em relação a educação é tão forte que a não observação dessas variáveis mascara a não comparabilidades intrínseca a este estudo. Os principais artigos responsáveis pelo recente desenvolvimento desta metodologia são Manski (1989, 1990, 1993, 1997, 2007) e Manski e Pepper (2000)³³, cuja técnica não paramétrica é baseada em fracas suposições ou suposições que tentam representar a regra de seleção ou o efeito do tratamento. As principais suposições são a resposta monotônica do tratamento, a seleção monotônica do tratamento e variável instrumental monotônica³⁴.

2.4 Pareamento no Escore de Propensão

A suposição fundamental de identificação do efeito médio do tratamento da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão, introduzida por Rosenbaum e Rubin (1983), é a Suposição de Independência Condicional (SIC)³⁵, que pode ser representada das seguintes formas:

³¹ Outras notações para a SIC são a seleção nas variáveis observáveis e *unconfoundedness*. Em relação à suposição de balanceamento, pode-se encontrar o termo sobreposição.

³² No problema fundamental da avaliação de programas, as suposições de ignorabilidade e imputação podem ser consideradas alvo de questionamento dependendo da intervenção avaliada.

³³ Manski (2008) expõe o desenvolvimento da literatura sobre identificação parcial.

³⁴ O significado de monotônica é o mesmo atribuído em função monotônica, ou seja, uma função que entre dois conjuntos ordenados preserva (ou inverte) a relação de ordem.

³⁵ Imbens (2004) apresenta alguns modelos econômicos que implicam a Suposição de Independência Condicional. Nesses os agentes escolhem participar de um programa se os benefícios, igual à diferença dos resultados potenciais, excederem os custos associados à participação. Esta suposição está implícita na independência dos custos e benefícios, condicionado as variáveis observadas.

$$D \perp (Y(1), Y(0)) \mid X \quad (1.A)$$

ou

$$E(Y(0) \mid D = 1, X) = E(Y(0) \mid D = 0, X)^{36} \quad (1.B)$$

A suposição 1.A implica que dado as variáveis observáveis X , o tratamento D é independente dos resultados potenciais, $Y(0)$ e $Y(1)$. Para facilitar a análise de modelos lineares, a equação 1.B reflete que a SIC significa que a esperança condicional do resultado potencial $Y(0)$ em relação as variáveis observáveis X é independente do status de tratamento D . Estas suposições são de fácil questionamento, pois pressupõe que além das variáveis observadas X_i não há características não observadas do indivíduo associadas com os resultados potenciais e o tratamento. Outra suposição intrínseca a essa metodologia é que o efeito individual do tratamento é constante, de modo que para o indivíduo i , $\tau = Y_i(1) - Y_i(0)$. Além disso, para relacionar a metodologia de pareamento com os modelos lineares, supõe-se que $Y_i(0) = \alpha + \beta' X_i + \varepsilon_i$, onde $\varepsilon_i = Y_i(0) - E[Y_i(0) \mid X_i]$ é o resíduo capturando as variáveis não observáveis que afetam os resultados na ausência de tratamento. Então, com o resultado observado é definido como $Y_i = (1 - D_i) \cdot Y_i(0) + D_i \cdot Y_i(1)$, podemos escrever

$$Y_i = \alpha + \tau \cdot D_i + \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Nessa abordagem a SIC é equivalente a independência do Y_i e D_i condicional em X_i . A segunda suposição utilizada é que para todos os valores possíveis das variáveis observadas, existem unidades no grupo tratamento e controle. Essa suposição pode ser representada por:

$$0 < \Pr(D_i = 1 \mid X_i = x) < 1 \quad (3)$$

³⁶ Essa forma de mostrar a condição fundamental de identificação foi determinada por Heckman, Smith e Todd (1997) visando incorporar numa estrutura econométrica, a separabilidade aditiva e as restrições de exclusão.

Essa suposição é chamada de sobreposição, pois implica que o suporte da distribuição condicional de X_i dado $D_i=0$ sobrepõe completamente a da distribuição de X_i condicional de X_i dado $D_i=1$.

Pareamento em todas as variáveis de X se torna impraticável quando o número de variáveis é grande. Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que, se as condições da equação 1 e 3 são válidas, pareamento pode ser feito condicionando em um índice, o escore de propensão $e(x) = \Pr(D_i = 1 | X_i = x)$, i.e., a probabilidade de participar condicionado a $X=x$, em vez de X . Ou seja, se os resultados são independentes do tratamento dado X , então eles também são independentes do estado do tratamento dado o $e(x)$. Esse resultado soluciona o problema da dimensionalidade no pareamento multidimensional.

Com uma amostra aleatória $(D_i, X_i)_{i=1}^N$, pode-se estimar o escore de propensão definido acima. Entretanto, os modelos paramétricos comuns, tais como probit e logit, garantem que todas as probabilidades estimadas são estritamente entre zero e um. Nesse sentido, analisar as probabilidades montados a partir desses modelos podem levar a inferências erradas (IMBENS E WOODRIDGE, 2008).

A combinação de suposição de independência condicional e sobreposição foi referido por Rosenbaum e Rubin (1983) como “ignorabilidade forte”. Existem várias maneiras de estabelecer a identificação do efeito do tratamento média sob ignorabilidade forte. Utilizando a lei das Expectativas Interadas, nota-se que $\tau(x) = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = x]$ é identificado por x no suporte das variáveis:

$$\begin{aligned} \tau(x) &= E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = x] \\ &= E[Y_i(1) | D_i = 1, X_i = x] - E[Y_i(0) | D_i = 0, X_i = x] \quad (4) \\ &= E[Y_i | D_i = 1, X_i = x] - E[Y_i | D_i = 0, X_i = x] \end{aligned}$$

onde a segunda igualdade deve-se a suposição de independência condicional: $E[Y_i(d) | D_i = d, X_i]$ não depende de d . Pela hipótese de sobreposição, pode-se estimar os dois termos na última linha e, portanto, identificar $\tau(x)$. Uma vez

que se pode identificar $\tau(x)$ para todo x , então também é identificado o valor esperado da distribuição da população das variáveis explicativas, ou seja:

$$\tau_{petm} = E[\tau(X_i)]. \quad (5)$$

Neste estudo, utiliza-se o algoritmo de Pareamento Linear Local apresentado em Heckman, Ichimura e Todd (1998) e Smith e Todd (2005), que faz combinações usando todos os indivíduos na amostra de comparação dando pesos menores para as observações mais distantes. Caliendo e Kopeinig (2008) afirmam que a diferença entre o algoritmo de Pareamento em Kernel e Pareamento Linear Local é que o último inclui ao intercepto um termo linear no escore de propensão de um indivíduo tratado. Isso é uma vantagem sempre que as observações do grupo controle são distribuídas assimetricamente em relação às observações dos tratados.

O Pareamento Linear Local pode ser formalmente definido ao construir o contrafactuais a partir da resolução do problema de minimização a seguir, para $i=1$ até N_1 :

$$\min_{\alpha, \beta_1, \dots, \beta_M} \sum_{j=1}^{N_0} \left\{ \hat{e}(X_j) - \alpha - \sum_{l=1}^M \beta_l (\hat{e}(X_j) - \hat{e}(X_i)') \right\}^2 K \left(\frac{\hat{e}(X_j) - \hat{e}(X_i)}{h(\hat{e}(X_i))} \right) \quad (6)$$

Onde $K(\cdot)$ é uma função Kernel e $h(\cdot)$ é a *bandwidth*.

2.5 Análise de Identificação Parcial

A análise de identificação parcial relaxa a suposições de ignorabilidade forte, simplesmente desconsiderando a suposição de independência condicional. As principais aplicações dessa metodologia são os casos que mesmo com grandes amostras não é possível inferir exatamente o valor do parâmetro, devido as suposições dos modelos paramétricos ou semi-paramétricos não se verificam ou não serem plausivelmente defensáveis. Nesse sentido, uma estratégia é abrir mão da identificação pontual do parâmetro, possibilitando identificar um intervalo de

possíveis valores do parâmetro que exclui com maior credibilidade alguns valores que a priori não seria possível excluir, Imbens e Woodridge (2008).

Com o objetivo de determinar limites para o Efeito Médio do Tratamento, EMT, define-se que para cada aluno i temos uma função resposta $y_i(\cdot): T \rightarrow Y$ que mapeia os tratamentos $t \in T$ nos potenciais resultados $y_i(t) \in Y$, para $T=[0;1]$. Onde o tratamento $t=1$ é estar freqüentando escola privada, $t=0$ é a criança está freqüentando a escola pública e y_i é a performance nos exames de proficiência. Para simplificar a notação, o subscrito i será excluído.

O foco central é aferir o efeito médio da mudança de rede de ensino de $t=0$ para $t=1$, ou seja, nas performances dos estudantes da rede pública para a privada. Ou seja,

$$\Delta(0,1) = E[y(1)] - E[y(0)] \quad (7)$$

Onde $\Delta(\cdot)$ é o efeito individual do tratamento e $E[y(d)]$ é o valor esperado da performance do estudante com o tratamento d .

Ao usar a lei das expectativas iteradas e o fato de que $E[y(t) | x, z = t] = E[y | x, z = t]$, pode-se escrever

$$E[y(t) | x] = E[y | x, t = 1] \cdot P(t = 1 | x) + E[y | x, t = 0] \cdot P(t = 0 | x) \quad (8)$$

Com um conjunto de dados sobre a performance de um aluno representativo e o sistema de ensino que freqüenta, pode-se computar a performance média de um estudante que está freqüentando a escola privada, $E[y | x, t = 1]$, e o nível de probabilidade de está na escola privada, $P(t = 1 | x)$. No entanto, para um aluno que não está freqüentando a escola privada, não se pode observar qual seria sua performance média caso estivesse freqüentando, $E[y(1) | x, t = 0]$. Só é possível dizer inferir sobre o efeito de interesse fazendo suposições sobre o que não é observado.

Manski (1989) mostra que é possível identificar os limites de $E[y(t) | x]$ se o suporte da variável dependente é limitado com extremos inferior e superior, que é o caso com a performance dos alunos. Substituindo $E[y(1) | x, t = 0]$ pelo menor (K_0) e maior (K_1) nível possível de performance determina-se os limites inferiores e superiores de $E[y(t)]$. Isso leva aos *limites sem suposição* de Manski (1989):

$$E(y | x, z = t)P(z = t | x) + K_0P(z \neq t | x) \leq E(y(t) | x) \leq E(y | x, z = t)P(z = t | x) + K_1P(z \neq t | x) \quad (9)$$

Para estreitar estes *limites sem suposição*, pode-se adicionar a suposição de resposta monotônica do tratamento (RMT) e a suposição de seleção monotônica do tratamento (SMT), que são introduzidas e derivadas em Manski (1997) e Manski e Pepper (2000).

A suposição de resposta monotônica do tratamento implica que o desempenho de um aluno é fracamente crescente na mudança da escola privada em relação à pública, ou seja:

$$t_2 \geq t_1 \Rightarrow y(t_2) \geq y(t_1) \quad (10)$$

Isso pressupõe que estar freqüentando uma escola privada nunca diminui a performance do aluno, essa é uma suposição plausível, pois teoricamente um sistema mais competitivo, conduz a um desempenho médio mais elevado dos alunos. Um efeito zero não é excluído com esta suposição. Dado que u é o tipo observado da rede de ensino que o aluno freqüenta, a suposição RMT implica o seguinte:

$$\begin{aligned} \text{Para } u < t & \quad E[y(t) | z = u] \geq E[y(u) | z = u] = E[y | z = u] \\ \text{Então} & \quad E[y(t) | z = u] \in [E[y | z = u], K_1] \\ \text{Para } u > t & \quad E[y(t) | z = u] \leq E[y(u) | z = u] = E[y | z = u] \\ \text{Então} & \quad E[y(t) | z = u] \in [K_0, E[y | z = u]] \end{aligned} \quad (11)$$

Com o objetivo de interpretar os limites com a suposição de RMT, considere uma amostra de alunos, distribuídos em duas redes de ensino. Sob a suposição de RMT, o ensino público, por ser menos competitivo e eficiente, gera um desempenho médio observado dos alunos menor ou igual ao desempenho dos alunos que freqüentam uma escola privada. Assim, a partir de sua proficiência média observada chegasse ao limite inferior. Usando o mesmo procedimento, a rede privada forneceria o limite superior através da proficiência média. Ao combinar isso com os *limites sem suposição* acima, obtemos os limites RMT:

$$\begin{aligned} & E[y | z < t] \cdot P(z < t) + E[y | z = t] \cdot P(z = t) + K_0 \cdot P(z > t) \\ & \leq E[y(t)] \leq \\ & K_1 \cdot P(z < t) + E[y | z = t] \cdot P(z = t) + E[y | z > t] \cdot P(z > t) \end{aligned} \quad (12)$$

Para estreitar ainda mais os limites, pode-se acrescentar a suposição de seleção monotônica do tratamento, SMT. Sob essa suposição, estudantes freqüentando escolas privadas têm fracamente maiores médias de proficiência do que aqueles em escolas públicas, ou seja:

$$u_2 \geq u_1 \Rightarrow E[(y(t) | z = u_2)] \geq E[(y(t) | z = u_1)] \quad (13)$$

Esta suposição é consistente com as escolas privadas terem características que podem afetar positivamente (mas não negativamente) o desempenho dos estudantes. Essa suposição pode ser relacionada com a maior flexibilidade na gestão da escola privada em focar na melhoria do desempenho de seus estudantes. Combinando a suposição de RMT e SMT, pode-se pressupor o seguinte:

Para $u < t$ $E[y(t) | z = u] \geq E[y(t) | z = u] \geq E[y(u) | z = u]$

$$\text{Então} \quad E[y(t) | z = u] \in [E[y | z = u], E[y | z = t]] \quad (14)$$

Para $u > t$ $E[y(t) | z = u] \leq E[y(u) | z = u] \leq E[y(u) | z = u]$

$$\text{Então} \quad E[y(t) | z = u] \in [E[y | z = t], E[y | z = u]]$$

Reconsidere uma amostra de alunos de diferentes redes de ensino. Se um aluno se transferir da escola pública para a privada, supõe-se que, devido SMT, o desempenho médio das crianças seria fracamente inferior ao desempenho médio observado para as crianças que atualmente estão na escola privada. Podem-se, portanto, usar o desempenho médio observado para os alunos das escolas privadas como um limite superior para o grupo de estudantes de escolas públicas. Ao combinar a suposição de resposta monotônica do tratamento e de seleção monotônica do tratamento se obtêm os limites RMT-SMT:

$$\begin{aligned} & E[y | z < t] \cdot P(z < t) + E[y | z = t] \cdot P(z = t) + E[y | z > t] \cdot P(z > t) \\ & \leq E[y(t)] \leq \\ & E[y | z = t] \cdot P(z < t) + E[y | z = t] \cdot P(z = t) + E[y | z > t] \cdot P(z > t) \end{aligned} \quad (15)$$

É possível testar a suposição conjunta de RMT-SMT, pois se pode verificar que:

$$\text{para } u_2 \geq u_1$$

$$E[(y | z = u_2)] = E[(y(t) | z = u_2)] \geq E[(y(u_2) | z = u_1)] \geq E[(y(t) | z = u_1)] = E[(y | z = u_1)]$$

Assim, implica que o desempenho médio de um aluno deve ser fracamente crescente em relação aos alunos matriculados em escolas privadas, se este não for o caso, a suposição RTM-SMT deve ser rejeitada.

Até aqui foram obtidos apenas os limites sobre $E[y(t)]$, embora o objetivo seja medir o efeito da mudança do aluno da escola pública para a privada, $E[y(t=1)] - E[y(t=0)]$. Para obter os limites sobre este efeito do tratamento, subtraíse o limite inferior (superior) de $E[y(t=0)]$ do limite superior (inferior) de $E[y(t=1)]$ para obter o limite superior (inferior) do efeito do tratamento. Para os limites utilizando a suposição RMT o limite inferior da mudança da rede pública para a privada não podem ser negativos e, portanto, é definido como zero.

Suponha que são observados não só o desempenho do estudante e a rede dos estudantes matriculados, mas também uma variável z^* que caracterize indiretamente os alunos de escolas públicas e privadas. Em seguida, dividi-se a

amostra em subamostras, uma para cada valor de z^* , e para cada uma delas obter os limites sem suposição com base na equação (3). Isso pode resultar em um diferencial de limites menor para alguma subamostra e maior para outras. Poder-se-ia explorar esta variação nos limites sobre as subamostras se z^* satisfizer a suposição de variável instrumental monotônica apresentada em Manski e Pepper (2000). A variável z^* é uma variável instrumental monotônica (VIM), no sentido de monotonicidade em média, quando:

$$m_1 \leq m \leq m_2 \Rightarrow E[y(t) | z^* = m_1] \leq E[y(t) | z^* = m] \leq E[y(t) | z^* = m_2] \quad (16)$$

Então, ao invés de assumir independente em média, a suposição de variável instrumental monotônica permite uma fraca relação monotônica entre a variável z e a função do desempenho dos estudantes (Manski e Pimenta (2000)).

Pode-se novamente dividir a amostra em subamostras, com base em z^* e obter limites sem suposição para cada subamostra. Da equação (10) segue-se que $E[y(t) | z^* = m]$ não é menor do que o inferior limite sem suposição sobre $E[y(t) | z^* = m_1]$ e não é superior do que o superior limite sem suposição sobre $E[y(t) | z^* = m_2]$. Para a subamostra onde z^* tem o valor m , pode-se, assim, obter um novo limite inferior, que é o maior limite inferior sobre todas as subamostras, onde z é inferior ou igual a m . Da mesma forma, obtém-se um novo limite superior, tendo o menor limite superior sobre todas as subamostras com um valor de z superior ou igual a m . Ao repetir isso para todos os $m \in M$ e tirando a média, estabelece-se os seguintes VIM-limites:

$$\begin{aligned} & \sum_{m \in M} P(z^* = m) \cdot \left[\max_{m \in M} \left(E[y | z = t, z^* = m] \cdot P(z = t, z^* = m) + K_0 \cdot P(z \neq t | z^* = m) \right) \right] \\ & \leq E[y(t)] \leq \\ & \sum_{m \in M} P(z^* = m) \cdot \left[\min_{m \in M} \left(E[y | z = t, z^* = m] \cdot P(z = t, z^* = m) + K_1 \cdot P(z \neq t | z^* = m) \right) \right] \end{aligned} \quad (17)$$

Em vez de combinar a suposição VIM com os limites sem suposição, combina-se a suposição VIM com o RMT-SMT-limites. Isto significa estabelecer limites RMT-SMT-limites para cada subamostra contornando a obtenção de sem

suposição para cada subamostra obtemos. Ao substituir os limites sem suposição na equação (13) pelo RMT-SMT-limites, então, o RMT-SMT-VIM-limites definido pela seguinte equação:

$$\begin{aligned}
& \sum_{m \in M} P(z^* = m) \cdot \left[\max_{m_1 \leq m} \left(\begin{aligned} & E[y | z < t, z^* = m_1] \cdot P(z < t, z^* = m_1) + \\ & E[y | z = t, z^* = m_1] \cdot P(z = t, z^* = m_1) + \\ & E[y | z > t, z^* = m_1] \cdot P(z > t, z^* = m_1) \end{aligned} \right) \right] \\
& \leq E[y(t)] \leq \\
& \sum_{m \in M} P(z^* = m) \cdot \left[\min_{m_2 \geq m} \left(\begin{aligned} & E[y | z = t, z^* = m_2] \cdot P(z < t, z^* = m_2) + \\ & E[y | z = t, z^* = m_2] \cdot P(z = t, z^* = m_2) + \\ & E[y | z > t, z^* = m_2] \cdot P(z > t, z^* = m_2) \end{aligned} \right) \right] \quad (18)
\end{aligned}$$

Será utilizada uma variável instrumental monotônica que é *proxie* da renda da família, relacionada com a mobilidade dos pais de ir até uma escola mais distante de casa. Essa se refere se a família do aluno tem um carro ou mais em casa. Claramente, não seria possível utilizar esta variável como uma variável instrumental convencional, pois é pouco provável que a função do desempenho dos alunos seja independente de alguma variável que reflita a condição econômica da família. Entretanto, ela pode ser usada como uma variável instrumental monotônica, pois para uma variável instrumental monotônica assume-se que a função média do desempenho do aluno é monotonicamente crescente (ou não decrescente) em relação à propriedade de carros pela família.

De posse dos limites que definem o efeito da mudança da rede pública para a privada sobre o desempenho dos alunos, determinam-se os RMT-SMT-VIM-limites superiores e inferiores para $E[y(t=0)]$ e $E[y(t=1)]$ e, em seguida, toma-se a diferença do limite superior para $E[y(t=1)]$ e do limite inferior de $E[y(t=0)]$ para obter o limite superior do Efeito Médio do Tratamento, $\Delta(0,1) = E[y(1)] - E[y(0)]$. A igualdade de $\Delta(0,1) = E[y(1)] - E[y(0)] = 0$ se justifica, devido à suposição de resposta monotônica ao tratamento.

2.6 Resultados

Devido às escolhas dos pais sobre a escola dos filhos seguir restrições relacionadas com a renda familiar e com a oferta de escolas de qualidade, é improvável que uma simples comparação dos resultados médios do desempenho dos alunos das escolas públicas e privadas produza estimativas confiáveis sobre o efeito causal do sistema privado de ensino sobre o desempenho dos alunos. Pelo pareamento de casos similares do grupo de tratamento e controle, o método de pareamento no escore de propensão, descrito na seção 3.1, busca eliminar o viés de seleção decorrente das variáveis observáveis e, conseqüentemente, parear indivíduos no grupo tratamento e controle que imitem os indivíduos de um experimento aleatório.

Neste estudo, verificada a assimetria da distribuição dos escores de propensão, aplica-se o algoritmo de Pareamento Linear Local, que faz combinações usando todos os indivíduos na amostra de comparação atribuindo pesos menores para as observações mais distantes. O escore de propensão foi operacionalizado como a probabilidade prevista do aluno estar matriculado na rede privada. As probabilidades foram estimadas a partir de uma regressão logística da variável binária sobre as características observadas que são relacionadas com o desempenho dos alunos e a escolha do sistema de ensino, como: gênero, raça, se a mãe e o pai residem na mesma casa, a escolaridade da mãe e do pai, a distorção idade-série, se o estudante já foi reprovado e se frequentou a pré-escola e dummies dos estados³⁷. A Tabela 1.4 apresenta os coeficientes da estimativa do escore de propensão para a amostra de estudantes que realizaram os exames de Língua Portuguesa e Matemática.

Em um modelo de regressão logística binária os sinais dos coeficientes indicam o sentido da variação entre os regressores e a probabilidade de ocorrer sucesso. Isto é, dado se os coeficientes são positivos (negativos), dado um aumento

³⁷ Caliendo e Kopeinig (2008) sintetizam a idéia que há sobre a escolha das variáveis explicativas que devem ser inseridas no cálculo do escore de propensão. Em suma, a quantidade não deve ser muito grande ou nem muito pequena, devem conter variáveis relacionadas tanto com o tratamento como com o resultado e, principalmente, as variáveis devem ser inseridas visando melhorar o balanceamento das variáveis entre o grupo controle e tratamento.

nas variáveis explicativas, aumenta (diminui) a probabilidade do aluno estar freqüentando a escola privada.

Para a base de dados dos estudantes que fizeram os exames de Língua Portuguesa, os resultados da regressão de determinação do escore de propensão apontam que todos os coeficientes das variáveis explicativas são estatisticamente significantes ao nível de até 10%. Por exemplo, o efeito negativo da mãe e do pai sem pelo menos ter concluído o Ensino Fundamental, o que significa que estes têm probabilidade menor de ter matriculado seu filho numa escola privada. O efeito positivo dos pais com graduação sinaliza o quanto é determinante o nível de escolaridade dos pais e, conseqüentemente, da renda sobre a escolha do sistema de ensino no Brasil. Ademais, outros importantes resultados que apontam este viés de seleção oriunda de variáveis relacionadas à renda é sinal negativo das variáveis se o aluno já foi reprovado ou se o aluno apresenta distorção idade-série, e o sinal positivo da variável se o aluno freqüentou pré-escola. Ou seja, os alunos que nunca foram reprovados, não apresentam distorção idade-série e freqüentaram a pré-escola têm maior probabilidade de estar numa escola privada. Em relação às dummies dos estados, os resultados variam de sinal e foram omitidos para melhor apresentação da tabela. Isso pode estar refletindo as diferentes condições de cada estado em relação ao percentual de alunos matriculados na rede privada de ensino. Os resultados das estimativas para as dummies dos estados está em Anexo.

Os resultados para os estudantes que realizaram o exame de Matemática seguem o mesmo padrão de sinais da amostra dos alunos que realizaram o exame de Português, mas as magnitudes dos coeficientes são divergentes.

Tabela 04 - Regressão Logística para determinar o Escore de Propensão de estar matriculado na rede privada de ensino

V a r i á v e i s	E x a m e s d e P r o f i c i ê n c i a	
	P o r t u g u ê s 5 ° a n o	M a t e m á t i c a 5 ° a n o
M u l h e r	-0 . 1 5 1 * (0 . 0 3)	- 0 . 1 0 3 * (0 . 0 3)
P r e t o	-0 . 8 1 3 * (0 . 0 5)	0 . 5 4 6 * (0 . 0 3)
F a m í l i a c o m p l e t a	0 . 3 1 8 * (0 . 0 7)	0 . 3 1 0 * (0 . 0 7)
M ã e s e m E F	-1 . 2 1 6 * (0 . 0 4)	- 1 . 2 7 5 (0 . 0 5)
P a i s e m E F	-0 . 8 3 6 * (0 . 0 5)	- 0 . 8 4 3 * (0 . 0 5)
M ã e G r a d u a d a	1 . 1 6 5 * (0 . 0 5)	1 . 1 9 5 * (0 . 0 5)
P a i G r a d u a d o	0 . 9 2 8 * (0 . 0 5)	0 . 8 8 9 * (0 . 0 5)
D i s t o r ç ã o I d a d e - S é r i e	-0 . 4 8 7 * (0 . 0 2)	- 0 . 5 0 1 * (0 . 0 2)
R e p r o v a d o	-0 . 6 8 6 * (0 . 0 4)	- 0 . 6 8 0 * (0 . 0 5)
P r é - e s c o l a	1 . 0 6 5 * (0 . 0 4)	1 . 0 6 8 * (0 . 0 4)
C o n s t a n t e	-0 . 6 7 5 * (0 . 1 0)	- 0 . 9 8 0 * (0 . 1 0)
N	2 6 8 0 7	
L o g - l i k e l i h o o d	1 1 5 8 4 . 6	
P s e u d o R ²	0 . 3 1 3	

Fonte: elaboração do autor. Nota: * p<0,01 e erro-padrão entre parênteses.

A metodologia de pareamento pondera a amostra do grupo controle a fim de aumentar a semelhança com os indivíduos do grupo tratamento, visando balancear as características observadas da amostra do grupo tratamento e controle após o pareamento. Uma análise de balanceamento das variáveis utilizadas na estimação do escore de propensão é apresentada na Tabela 1.5. Para isso, apresentam-se as médias dos escores de propensão e de todas as outras variáveis explicativas antes e depois do pareamento e uma medida do viés entre a amostra do grupo de tratamento e controle³⁸. Analisando os resultados para a amostra de estudantes que realizaram os exames de Língua Portuguesa e Matemática, verifica-

³⁸ A medida de viés sugerida por Rosenbaum (2002), que utiliza a diferença das médias

$$\text{Viés} = \frac{100(\bar{x}_T - \bar{x}_C)}{\sqrt{\frac{s_T^2 + s_C^2}{2}}}$$

Onde \bar{x}_T e \bar{x}_C são as médias amostrais e s_T^2 e s_C^2 são as variâncias amostras dos grupos tratamento e controle.

se que em quase todos os casos é evidente que as diferenças da amostra dos dados antes do pareamento são significativamente superiores aos da amostra dos casos pareados. Isso acarreta uma redução dos vieses dessas variáveis observadas e dos escores de propensão. Isto é, o processo de pareamento gera um elevado grau de balanceamento das variáveis entre a amostra do grupo tratamento e do controle que são utilizados no processo de estimação.

Tabela 05 - Balanceamento das variáveis utilizadas no pareamento dos alunos

Variáveis	Amostra	Língua Portuguesa			Matemática		
		Média		Viés (%)	Média		Viés (%)
		Tratamento	Controle		Tratamento	Controle	
Mulher	Não Pareado	0.499	0.495	0.9	0.497	0.489	1.6
	Pareado	0.499	0.497	0.4	0.497	0.498	-0.2
Preto	Não Pareado	0.055	0.146	-30.7	0.462	0.300	33.9
	Pareado	0.055	0.048	2.4	0.462	0.460	0.5
Família completa	Não Pareado	0.962	0.921	17.4	0.962	0.922	17.5
	Pareado	0.962	0.970	-3.4	0.962	0.968	-2.5
Mãe sem EF	Não Pareado	0.068	0.366	-77.5	0.044	0.276	-66.7
	Pareado	0.068	0.067	0.2	0.044	0.044	0.2
Pai sem EF	Não Pareado	0.070	0.296	-61	0.052	0.227	-52.3
	Pareado	0.070	0.068	0.7	0.052	0.048	1.1
Mãe Graduada	Não Pareado	0.376	0.065	80.9	0.379	0.070	79.5
	Pareado	0.376	0.362	3.7	0.379	0.373	1.5
Pai Graduado	Não Pareado	0.357	0.074	73.4	0.358	0.081	71.2
	Pareado	0.357	0.349	2.1	0.358	0.348	2.6
Distorção Idade-Série	Não Pareado	0.158	0.923	-71.2	0.167	0.904	-69.9
	Pareado	0.158	0.155	0.3	0.167	0.156	1.0
Reprovado	Não Pareado	0.095	0.336	-61.3	0.099	0.339	-60.5
	Pareado	0.095	0.088	1.7	0.099	0.092	1.8
Pré-escola	Não Pareado	0.914	0.676	61.7	0.917	0.697	57.9
	Pareado	0.914	0.918	-0.9	0.917	0.927	-2.9
Escore de Propensão	Não Pareado	0.662	0.289	155.9	0.665	0.309	149.8
	Pareado	0.662	0.662	0.0	0.665	0.665	0.0

Fonte: elaboração do autor

Outra importante fonte de identificação da sobreposição do escore de propensão são os histogramas dos escores de propensão para os indivíduos do grupo controle e tratamento, apresentados no Gráfico 1.1 abaixo. Visualmente, verifica-se que as distribuições são assimétricas e não são em torno dos mesmos valores de escore de propensão, ou seja, os indivíduos não apresentam escores de propensão que possibilitam o direto pareamento no escore de propensão. Ademais, verifica-se que em ambas as amostras dos alunos que participaram dos exames de Língua Portuguesa e Matemática os escores de propensão dos alunos distribuem-se de forma diferente, evidenciando a diferença nessas amostras. Essa assimetria na

distribuição dos escores de propensão confirma a necessidade de se aplicar o algoritmo de Pareamento Linear Local discutido anteriormente.

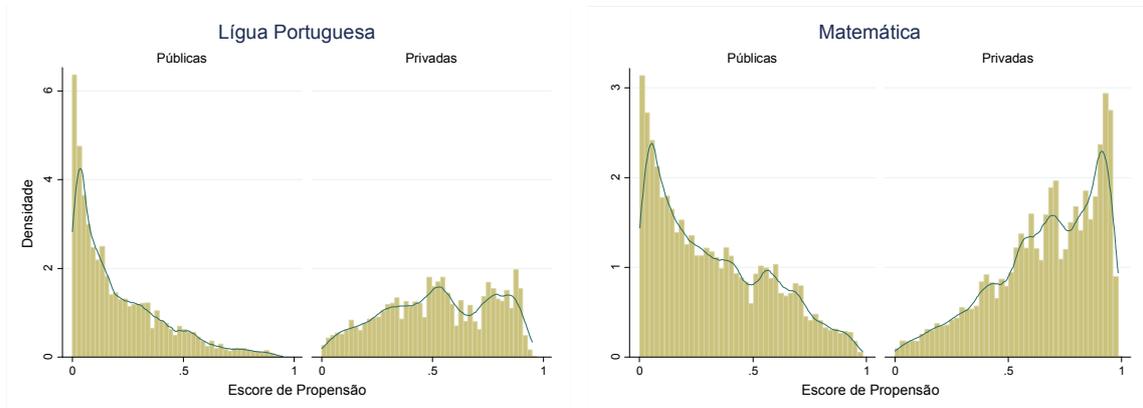


Gráfico 01 - Sobreposição do Escore de Propensão
Fonte: Elaboração do autor

Supondo que o pareamento no escore de propensão possa remover a maior parte do viés atribuído às variáveis observadas, pode-se usar a diferença nos resultados médios encontrados nas amostras para obter uma estimativa do Efeito Médio do Tratamento (EMT). A Tabela 1.6 expõe a estimação do EMT a partir da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão aplicando o algoritmo de Pareamento Linear Local. As colunas dos grupos expõem as médias condicionais dos exames de proficiências antes e após o pareamento para o grupo tratamento e controle. A coluna diferença traz a diferença entre estas duas médias condicionais, ou seja, a diferença com o viés de seleção e a estimativa do EMT (a diferença que tenta contornar o viés de seleção baseando-se na SIC). As colunas do teste t trazem o erro-padrão e a estatística t das estimativas. Por fim, a última coluna expõe a estimativa de Mínimos Quadrados Ordinários utilizando todas as variáveis do escore de propensão como variáveis explicativas.

Tabela 06 - Pareamento no Escore de Propensão para os estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental

Resultado	Amostra	Grupos			Teste t		MQO
		Tratamento	Controle	Diferença	E. P.	t	
Exames de Português do 5º ano	Não Pareados	-0,721	-1,563	0,842	0,009	91,780	0,541*
	EMT	-0,721	-1,362	0,641	0,018	35,060	
Exames de Matemática do 5º ano	Não Pareados	-0,477	-1,396	0,919	0,010	92,790	0,628*
	EMT	-0,477	-1,208	0,731	0,018	39,850	

Fonte: elaboração do autor.

Nota: * $p > 0,01$.

Primeiramente, nota-se que todas as médias dos exames de proficiência padronizada são negativas diferentes dos sinais positivos e negativos esperados para escolas privadas e públicas, respectivamente (tratamento e controle). Esse fato ocorre pois são apresentadas médias condicionais em relação ao escore de propensão, o que gerou médias negativas para ambos os grupos antes e depois do pareamento. Segundo, os resultados apontam para significativos e positivos efeitos das escolas privadas sobre o desempenho dos alunos nos exames de Português e Matemática do 5º ano do Ensino Fundamental. Isto é, o efeito médio do aluno estar matriculado em uma escola privada sobre o desempenho nos exames de português é de 0,641% do desvio-padrão maior do que alunos matriculados em escolas da rede pública. Para os exames de matemática este resultado é ainda maior, 0,731% do desvio-padrão. Comparando com as estimativas da metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários, esses resultados apontam um efeito superior do sistema privado de ensino, pois os resultados por MQO são 0,541% e 0,628% do desvio-padrão, respectivamente.

Os resultados da análise de Identificação Parcial são apresentados na Tabela 07 e 08. Um ponto prático na comparação destes resultados como os da metodologia PEP e MQO são as variáveis explicativas que condicionam as estimativas dos efeitos. Tanto nas metodologias não paramétricas de Pareamento como na de Identificação Parcial enfrentasse o problema gerado pelo número de variáveis explicativas que condicionam as estimativas³⁹. Na primeira, utiliza-se a estratégia proposta por Rosenbaum e Rubin (1983) de pareamento no escore de propensão já citada na seção 4. Na análise de Identificação Parcial que utiliza o

³⁹ Essa dificuldade computacional é conhecida como *curse of dimensionality*.

estimador de Polinômio Local de Pesos Kernel (*Kernel-weighted local polynomial*) essa barreira é mais difícil de superar⁴⁰. Dessa forma, com o intuito de tornar comparável o resultados destas metodologias, no que pese todas as variáveis explicativas inseridas no cálculo do escore de propensão, utiliza-se o resíduo previsto da regressão por MQO da proficiência dos alunos sobre todas as variáveis explicativas que também foram utilizadas no escore de propensão⁴¹.

Tabela 07 - Análise de Identificação Parcial para os estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental - Matemática

Matemática		
Suposições	Limite Inferior	Limite Superior
Limites Sem Suposição		
$E[y(0) X]$	-1,877	-0,266
$E[y(1) X]$	-2,539	1,361
$E[y(1)-y(0) X]$	-2,273	3,238
Resposta Monótona ao Tratamento		
$E[y(0) X]$	-1,877	-1,114
$E[y(1) X]$	-1,114	1,361
$E[y(1)-y(0) X]$	0,000	3,238
Resposta Monótona ao Tratamento e Seleção Monótona ao Tratamento		
$E[y(0) X]$	-1,114	-1,114
$E[y(1) X]$	-1,114	-0,692
$E[y(1)-y(0) X]$	0,000	0,422
Variável Instrumental Monótona, RMT e SMT		
$E[y(0) X]$	-0,438	-0,277
$E[y(1) X]$	-0,153	-0,153
$E[y(1)-y(0) X]$	0,124	0,285

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 08 - Análise de Identificação Parcial para os estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental – Língua Portuguesa

Língua Portuguesa		
Suposições	Limite Inferior	Limite Superior
Limites Sem Suposição		
$E[y(0) X]$	-1,908	-0,663
$E[y(1) X]$	-2,815	1,096
$E[y(1)-y(0) X]$	-2,152	3,004
Resposta Monótona ao Tratamento		
$E[y(0) X]$	-1,908	-1,318
$E[y(1) X]$	-1,318	1,096
$E[y(1)-y(0) X]$	0,000	3,004
Resposta Monótona ao Tratamento e Seleção Monótona ao Tratamento		
$E[y(0) X]$	-1,318	-1,318
$E[y(1) X]$	-1,318	-0,961
$E[y(1)-y(0) X]$	0,000	0,357
Variável Instrumental Monótona, RMT e SMT		
$E[y(0) X]$	-0,467	-0,342
$E[y(1) X]$	-0,201	-0,201
$E[y(1)-y(0) X]$	0,140	0,265

Fonte: Elaboração do autor

⁴⁰ Não faz parte do escopo do estudo discutir o algoritmo da regressão de Kernel utilizado.

⁴¹ Essa estratégia tem o objetivo de utilizar o resíduo da regressão por MQO como síntese dos efeitos relativos das outras variáveis, mas reconhecesse que isso insere uma série de questões metodológicas que não são o foco deste estudo.

Primeiramente, nas linhas das tabelas, são expostos os limites para as esperanças condicionais dos tratados e não tratados, $E[y(1)|X]$ e $E[y(0)|X]$. Essas estimativas mostram claramente que os estudantes de escolas privadas, em média, obtêm melhores resultados. Esse resultado é visualizado sob todas as suposições, mas a amplitude dos intervalos varia significativamente entre as suposições. Por exemplo, tanto para o exame de Língua Portuguesa e Matemática os limites superiores das esperanças condicionais dos tratados, $E[y(1)|X]$, no caso de Limites sem Suposição e Resposta Monótona ao Tratamento, ainda são positivos. Enquanto, no caso das suposições de Resposta Monótona ao Tratamento em conjunto da suposição de Seleção Monótona ao Tratamento e Variável Instrumental Monótona todos os limites são negativos, tanto para as esperanças condicionais dos tratados e não tratados.

Ao se analisar as linhas que apresentam os limites do Efeito Médio do Tratamento, $\Delta(0,1) = E[y(1) - y(0) | X]$, os limites sem suposição são bastante largos e não provêm nenhuma informação extra, tanto para o exame de Língua Portuguesa como Matemática, pois ambas as estimativas do PEP e do MQO se encontram neste intervalo. Isso também é observado para os limites sob a suposição de Resposta Monótona ao Tratamento. Esse fato já era esperado, visto que todas as aplicações da metodologia de Identificação Parcial apresentaram limites não informativos sob essas suposições, provavelmente devido à fraqueza das restrições das suposições. Entretanto, os intervalos são informativos quando se analisa os limites sob a suposição de Resposta Monótona ao Tratamento em conjunto da suposição de Seleção Monótona ao Tratamento. Por definição da suposição de Resposta Monótona ao Tratamento, os limites inferiores são zero. O limite superior para o efeito do aluno estar freqüentando a escola privada sob os exames de Língua Portuguesa é 0,35 do desvio-padrão. Para Matemática, encontra-se um limite superior maior, 0,42 do desvio-padrão. Esses intervalos são informativos, porque as estimativas das metodologias de Pareamento no Escore de Propensão e Mínimos Quadrados Ordinários são superiores, ficando acima de 0,50 do desvio-padrão.

Utilizando a variável se a família do aluno tem um carro ou mais em casa, os limites do Efeito Médio do Tratamento sob as suposições de Variável Instrumental Monótona, Resposta Monótona ao Tratamento e Seleção Monótona ao Tratamento

são mais informativos, pois restringem principalmente os limites inferiores a valores não nulos ou negativos. Para o desempenho dos estudantes em Língua Portuguesa o limite inferior do efeito da escola privada é 0,14 do desvio-padrão e o limite superior é 0,26. Esse intervalo implica que as estimativas pela metodologia de Pareamento no Escore de Propensão e MQO do efeito da escola privada podem estar de 2 a 4 vezes sobreestimados. Com o intervalo estimado pela análise de Identificação Parcial de 0,12 e 0,28 do desvio-padrão, os resultados para o desempenho dos alunos em Matemática também são informativos, pois as estimativas pela metodologia de Pareamento no Escore de Propensão e MQO do efeito da escola privada também podem estar de 2 a 4 vezes sobreestimados.

2.7 Considerações Finais

Diversos estudos, principalmente nos Estados Unidos e países da Europa, já foram realizados com intuito de esclarecer a relativa eficiência da escola privada. Em relação à realidade brasileira, são questionáveis as suposições impostas nos modelos que identificam pontualmente a representativa diferença de qualidade do ensino da rede pública e privada. A improvável comparabilidade da clientela de estudantes que demandam estes dois sistemas e o provável viés de seleção devido a fatores imensuráveis são os fatores que alimentam o ceticismo sobre, principalmente, as suposições da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão. Seguindo uma estratégia menos restritiva, volta-se para a análise de Identificação Parcial como uma ferramenta de esclarecimento do efeito da escola privada sobre o desempenho educacional, em detrimento da identificação de somente limites do efeito.

A partir dos dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica Brasileira, SAEB, os resultados da estimativa de Pareamento no Escore de Propensão e MQO revelam um significativo e grande efeito das escolas privadas sobre o desempenho dos estudantes tanto em Língua Portuguesa quanto Matemática, mesmo tendo ficado evidente, a partir de dados descritivos, as diferenças entre as realidades dos estudantes que influenciam o processo de escolha da escola pelos pais e a aprendizagem dos alunos. Isso pode estar

refletindo a desigualdade de renda brasileira que influencia diretamente na desigualdade de oportunidades dos estudantes brasileiros. Pois a possibilidade de escolha da escola e o ambiente educacional propiciado pelos pais dos alunos com maior renda traz fortes restrições sobre o processo de aprendizagem influenciado tanto pela família quanto pela escola.

Contudo, reconhece-se a afirmativa de Morgan (2001), segundo o qual o mais importante para políticas educacionais é que tanto as estimativas derivadas das metodologia de regressão e Pareamento no Escore de Propensão não nos pode dizer diretamente sobre como os estudantes de escola públicas poderiam se beneficiar em frequentar uma escola privada. Esse fato é demonstrado na estrutura de contrafactual e justifica a necessidade da coleta de dados mais informativos e técnicas com suposições mais flexíveis e confiáveis. Assim, a metodologia de Identificação Parcial aponta para a sobreestimação do efeito da escola privada, refletindo a inadequação das fortes suposições que possibilitam a identificação pontual.

Mesmo reconhecendo a sobreestimação das estimativas do efeito da escola privada no Brasil, os resultados da Identificação Parcial advogam a favor do aumento da possibilidade de escolha dos pais sobre qual sistema escolar matricular seus filhos, visando aumentar a competitividade no setor. Conseqüentemente, essa mudança poderia diminuir a burocracia do setor e aproximaria a escolha da escola com as características do estilo de vida dos pais. Por exemplo, a contratação dos professores mais qualificados e motivados poderia se tornar mais eficiente e os pais poderiam matricular seus filhos em escolas administradas por instituições religiosas de sua escolha.

2.8 Anexo

Tabela 09 - Resultados para as *dummies* de estados da Regressão Logística para determinar o Escore de Propensão de estar matriculado na rede privada de ensino

Variáveis	Exames de Proficiência			
	Português 5º ano		Matemática 5º ano	
	Coefficiente	Erro-Padrão	Coefficiente	Erro-Padrão
Acre	-0,880	0,149	-0,879	0,150
Amazonas	-0,477	0,117	-0,408	0,116
Roraima	-1,496	0,174	-1,463	0,170
Pará	0,239	0,107	0,450	0,109
Amapá	-1,534	0,145	-1,525	0,142
Tocantins	-1,041	0,116	-1,030	0,114
Maranhão	0,078	0,101	-0,016	0,100
Piauí	0,559	0,105	0,465	0,103
Ceará	0,394	0,104	0,499	0,103
24 Rio Grande do Norte	0,195	0,104	0,084	0,102
25 Paraíba	0,338	0,110	0,227	0,108
26 Pernambuco	0,080	0,108	0,123	0,108
27 Alagoas	0,165	0,105	0,072	0,105
28 Sergipe	0,512	0,107	0,344	0,104
29 Bahia	0,391	0,105	0,367	0,103
31 Minas Gerais	-0,320	0,096	-0,228	0,096
32 Espírito Santo	-0,790	0,112	-0,826	0,110
33 Rio de Janeiro	-0,137	0,107	-0,157	0,107
35 São Paulo	-0,773	0,103	-0,762	0,104
41 Paraná	-0,603	0,101	-0,587	0,102
42 Santa Catarina	-1,072	0,113	-1,285	0,113
43 Rio Grande do Sul	-0,102	0,102	-0,234	0,103
50 Mato Grosso do Sul	-0,281	0,105	-0,441	0,105
51 Mato Grosso	-1,307	0,117	-1,200	0,117
52 Goiás	-0,030	0,099	-0,028	0,099

Nota: o Estado de Rondônia foi excluído intencionalmente para servir como parâmetro e o Distrito Federal foi excluído devido o pequeno número de observações.

Fonte:

3. O EFEITO DA ESTABILIDADE DOS PROFESSORES: UMA ANÁLISE DE SENSIBILIDADE DA SUPOSIÇÃO DE INDEPENDÊNCIA CONDICIONAL

Estabilidade é o direito do empregado de continuar no emprego, mesmo à revelia do empregador, desde que inexista uma causa objetiva a determinar sua despedida⁴². No Brasil, essa condição só é adquirida no setor público e mediante a realização de concurso público⁴³.

No âmbito das escolas públicas brasileiras, a estabilidade leva a várias conseqüências nas relações entre a escola e seus docentes, o que, indiretamente, pode influenciar na qualidade do ensino público. Assim, a falta de estabilidade dos professores do ensino público, poderia tanto contribuir para elevar a competitividade entre estes profissionais como diminuir o custo de oportunidades de ser um docente. Entretanto, quando este direito é alcançado, pode influenciar negativamente na motivação devido o excesso de segurança no emprego, que é acompanhado de muitas dificuldades relacionadas ao ensino de estudantes de condições socioeconômicas desfavoráveis.

Dado essa rigidez do setor educacional público, torna-se mais difícil determinar se no Brasil os salários ou outros benefícios não pecuniários são responsáveis pela atração de bons professores que melhorem o desempenho de seus alunos. Ademais, conforme afirma Hanushek e Rivkin (2008), analisar a qualidade de algum fator no setor da educação é complicado pelo domínio da prestação pública do ensino. As restrições sobre as operações de mercado e a importância dos fatores não pecuniários na decisão de oferta de professores implicam que as escolas não são, necessariamente, operadas de forma eficiente e

⁴² Além desta definição, Martins (2001) coloca que a Constituição Federal de 1988 afirma expressamente essa garantia da estabilidade para os servidores públicos em seu artigo 41. O artigo 41 traz: são estáveis após três anos de efetivo exercício os servidores nomeados para cargo de provimento efetivo em virtude de concurso público.

⁴³ A estabilidade cria implicações diretas no mercado de trabalho brasileiro. Conforme Cortes e Silva (2006) e Nunes et al (2008), a estabilidade gera um benefício não pecuniário que é um fator motivador ao ingresso no setor público. Ademais, de acordo com Bresser-Pereira (1996) e Pires e Macedo (2006), essa restringe a possibilidade de demissão, tornando o setor público, a princípio, ineficiente na contratação de profissionais devidamente qualificados e, principalmente, motivados.

não necessariamente tomam as decisões de contratação dos professores baseadas no desempenho esperado⁴⁴.

Na literatura de economia da educação não há um consenso sobre a relação entre os salários dos professores e o desempenho dos alunos. Hanushek (1986), ao fazer um resumo sobre os estudos até então publicados, mostra que poucas são as pesquisas que apresentam um efeito positivo dos salários. Por outro lado, Loeb e Page (2000) afirmam que estes estudos têm falhado por não considerar os atributos não pecuniários e outras oportunidades de salário que afetam o custo de oportunidade no processo de escolha de se tornar professor. Ademais, os autores afirmam as razões pelas quais os pais normalmente escolhem as escolas com base na qualidade percebida, os salários dos professores são endógenos. Pois os pais que demandam uma educação de qualidade, provavelmente, gastam mais com educação, além de educarem mais seus filhos em casa.

Entretanto, no processo de escolha das escolas públicas no Brasil, provavelmente, os pais não levam em consideração fatores não pecuniários ou os salários relacionado à carreira dos professores, devido à restrição de renda e de oferta de escolas. Todavia, Curi e Menezes-Filho (2010) tenham mostrado que no Brasil as famílias mais pobres chegam a matricular seus filhos em escolas privadas, comprometendo cerca de 10% da suas rendas com mensalidades de escolas privadas. Os autores ainda afirmam que isso ocorre devido à baixa qualidade do ensino observada na rede pública e de sua limitada oferta de vagas, mesmo sendo a rede pública gratuita.

Desse modo, supõe-se que os pais que demandam escolas públicas somente têm uma idéia geral dos salários dos professores e da estrutura ofertada pela escola e não escolhem a turma ou professor que ensinará seu filho. Isso pode gerar um elevado grau de aleatorização na escolha dos pais em relação aos salários e a estabilidade dos professores. Ademais, ao matricular os seus filhos, os pais de famílias de baixa renda podem considerar as restrições de disponibilidade de vagas e da proximidade entre a escola escolhida e as suas casas. Mas, dada a importância

⁴⁴ Estudos relacionados à realidade americana, como Hanushek e Rivkin (2008), citam outros fatores não pecuniários que influenciam a decisão dos indivíduos em se tornarem professores.

da qualidade da educação como fator de mobilidade social, caso seja possível escolher entre duas escolas próximas, possivelmente a escolhida será a que aparentemente é mais estruturada e apresenta melhores resultados. Essas podem até ser próximas das casas, mas, provavelmente, serão as mais disputadas⁴⁵.

Considerando que a seleção dos professores leva em conta, além dos salários, o benefício não pecuniário da estabilidade e há restrições econômicas dos pais na escolha das escolas públicas, este artigo tem o objetivo de analisar o efeito da estabilidade dos professores das escolas públicas do ensino fundamental brasileiro sobre o desempenho dos estudantes nos exames de proficiência. Para isso, será utilizada a base de dados do exame Prova Brasil de 2007, aplica-se a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão, que sob fortes suposições de identificação do efeito causal, é uma técnica semiparamétrica que tenta imitar um experimento aleatório a partir da atribuição de pesos aos estudantes não tratados na tentativa de se determinar um confiável contrafactual. Contudo, será questionada a suposição de considerar que as características observáveis (aquelas que influenciam tanto o desempenho dos alunos como o processo de seleção das escolas), possibilitem determinar esses pesos. Assim, será realizada a Análise de Sensibilidade proposta por Ichino, Mealli e Nannicini (2006) para verificar a robustez dos resultados diante da possibilidade da presença de uma variável não observada que invalidasse a suposição de independência condicional necessária para identificar a relação de causalidade.

Tendo uma variável categórica ordenada dos percentuais de professores com estabilidade das escolas como variável do tratamento, testar-se-á o grau de associação entre a quantidade proporcional de professores estáveis nas escolas públicas e o desempenho nos exames de Língua Portuguesa dos estudantes do 5º ano do Ensino Fundamental. Com isso, pretende-se estabelecer se a estabilidade é um importante indicativo para a seleção de bons professores, conseqüentemente, para a melhoria da qualidade do ensino das escolas públicas.

⁴⁵ Pode-se supor, ainda, que as famílias mais próximas das escolas têm uma maior influência para conseguir matricular seus filhos e que pais mais motivados com a educação criam mecanismos que possibilitam a matrícula dos seus filhos nas melhores escolas.

Além desta introdução, este artigo está organizado em quatro seções, iniciado com a revisão da literatura. Em seguida, expõe-se a base de dados acompanhada de uma análise descritiva dos mesmos. Na quarta seção apresenta-se a metodologia de Pareamento no Escore de Propensão e de Análise de Sensibilidade que darão suporte aos resultados das estimativas, os quais constam na quinta seção. As considerações finais concluem o artigo.

3.1 Revisão da Literatura

Nesta seção sintetizamos as conclusões e os resultados mais importantes de alguns trabalhos que já foram realizados no intuito de listar as variáveis escolares de maior relevância na determinação do desempenho dos estudantes.

Muitos pesquisadores e educadores vêm debatendo quais as variáveis que mais influenciam na aprendizagem dos alunos. Desde Coleman et al (1966), essas pesquisas têm sugerido que o impacto da escola não é muito relevante para a formação dos estudantes, independentemente do contexto socioeconômico no qual ele está inserido. No entanto, outra linha, defende que variáveis escolares exercem papel importante no desenvolvimento dos estudantes (MOSTELLER, 1995; FERGUSON, 1991). Principalmente, quando é possível obter variação suficiente dos fatores escolares, como é o caso da grande dispersão observada nos salários do professor de países pobres (CASE e DEATON, 1999).

Hanushek e Rivkin (2008) defendem que a qualidade do ensino é um componente central para praticamente todas as propostas para aumentar a qualidade da escola e para este autor a qualidade dos professores e as características do mercado de trabalho em que estes estão inseridos apresentam papel preponderante na determinação do desempenho do aluno. De acordo com os autores, determinadas características observáveis muitas vezes relacionadas com as decisões de contratação e salário explicam a variação na qualidade do ensino. O autor busca fazer uma comparação entre as políticas que buscam elevar a qualidade exigindo mais qualificações necessárias para entrar no ensino e políticas que visem aumentar a qualidade e, simultaneamente, relaxando as restrições de entrada e de introdução de incentivos de desempenho para professores e administradores. Eles

concluíram que a maioria das pessoas percebem os efeitos potenciais das políticas através do impacto sobre a qualidade dos professores, no entanto, pouco se conhece sobre a potencial interação entre as estruturas institucionais e a qualidade dos professores.

Rivkin, Hanushek e Kain (2005) utilizaram dados em painel de escolas públicas do Texas para analisar como salário e condições de trabalho afetam a qualidade de ensino na sala de aula. Tentando contornar o problema de endogeneidade devido variáveis omitidas, erro de medida das variáveis e viés de seleção dos estudantes e escolas, o estudo conclui que aumentos salariais para professores, em geral, seriam ineficazes, indicando que a melhor maneira para melhorar a qualidade do ensino seria a de reduzir as barreiras para se tornar um professor. As barreiras que poderiam ser reduzidas seriam a exigência de certificação, a relação entre salários e progressão na carreira e possibilidade de compensar os professores com maior capacidade em aumentar o desempenho dos estudantes. Em suma, os autores verificam que existe diferença de qualidade entre professores, mas essa não pode ser medida por medidas como o grau de qualificação e anos de experiência. Considerando que os bons professores são aqueles que ensinam em turmas que obtém maiores avanços, esses poderiam zerar o déficit médio de desempenho apresentado pelos estudantes pobres após três anos seguidos de estudo⁴⁶.

Hammond (1999) utilizou dados de escolas americanas de vários estados para analisar o modo como as qualificações dos professores e outras características das escolas estão relacionadas às realizações dos estudantes. Os resultados sugerem que os investimentos na política de qualificação dos professores estão relacionados à melhoria no desempenho dos alunos e que as medidas de preparação dos professores são fortemente correlacionadas ao desempenho dos alunos em leitura e matemática, antes e após o controle feito pelo nível de renda e *status* de linguagem dos estudantes. O autor ainda aponta que, políticas adotadas pelos estados americanos em matéria de formação de professores, como concessão

⁴⁶ Outro importante estudo que relaciona a competição entre escolas públicas e a qualidade do ensino dos professores é Hanushek e Rivkin (2003). Seus resultados apontam que os efeitos da competição relacionada à contratação, manutenção, monitoramento e outras práticas seriam um dos aspectos mais importantes para melhorar a qualidade da escola pública.

de licenças, contratação e desenvolvimento profissional podem fazer uma diferença importante na qualificação e capacidade que os professores desempenham o seu trabalho.

Loeb e Page (2000) investigaram a relação entre salário dos professores e aprendizagem dos alunos a partir de dados longitudinais de estados americanos. De acordo com estes autores muitos pesquisadores afirmam que o salário do professor não afeta o desempenho dos alunos, pois esses não levam em consideração os atributos morais do trabalho e as oportunidades salariais alternativas, que afetam o custo de oportunidade de escolher lecionar. Os autores desenvolveram um modelo com variáveis defasadas para inferir sobre a relação entre os salários dos professores e os resultados dos alunos, medido por níveis acadêmicos dos estudantes, que incorpora atributos não pecuniários associados com o ensino, juntamente com as oportunidades alternativas de mercado de trabalho. Concluindo que um aumento de 50% no salário dos professores reduziria a taxa de abandono escolar em 15% e aumentaria a taxa de entrada na faculdade em cerca de 8%.

Hoxby e Leigh (2004) apontam para a possibilidade de que a manutenção de salários relativamente mais baixos no setor educacional dos Estados Unidos gera um problema de seleção adversa, levando os estudantes graduados menos habilidosos a optar pela carreira docente. Suas estimativas com variáveis instrumentais sob um painel de dados comprovam que, nos últimos anos, a contratação de professores mais habilidosos caiu de 5% para 1%, e os menos habilidosos aumentou de 16% para 36%. O crescimento nesta categoria deve-se a contratação de mulheres graduadas com mais baixa competência acadêmica. A maior parte dessa mudança foi atribuída à compressão salarial, que é a redução no tempo das diferenças salariais entre pessoas no mesmo emprego ou entre pessoas em diferentes postos de trabalho em uma hierarquia organizacional, seguida das políticas de paridade salarial e redução no salário médio dos professores.

A partir de então, serão apresentados os principais estudos realizados com o intuito de verificar os fatores determinantes do desempenho dos alunos

brasileiros: Barros et al (2001); Menezes-Filho (2008); Felício e Fernandes (2006); Biondi e Felício (2007); Franco (2009) e Spiertsma e Waltenberg (2009)⁴⁷.

Barros et al (2001), a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1996 e da Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV) de 1996/97 e aplicando regressões lineares, verificaram que a escolaridade dos professores da segunda etapa do ensino fundamental contribui mais que a dos professores do ensino médio sobre a formação escolar dos brasileiros (número de séries completadas). No entanto, os autores verificaram que, a escolaridade dos pais, e em particular da mãe, é a característica mais importante para determinar o desempenho educacional dos jovens brasileiros.

Menezes-Filho (2008) utilizou dados do Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB) de 2003 para examinar os fatores que afetam o desempenho dos alunos do ensino fundamental e médio nos testes de proficiência em Matemática. A partir do exercício de decomposição da variância, verificou que entre 10% e 30% das diferenças de notas obtidas pelos alunos da rede pública ocorre devido a diferenças entre escolas. O restante da variação ocorre dentro das escolas, ou seja, devido a diferenças entre os alunos e suas famílias. As variáveis que mais explicam o desempenho escolar são as características familiares e do aluno, tais como educação da mãe, cor, atraso escolar e reprovação prévia, número de livros, presença de computador em casa e trabalho fora de casa. Comprovou também que a idade de entrada no sistema escolar é importante, vez que os alunos que fizeram pré-escola obtiveram um desempenho melhor em todas as séries do que os que entraram a partir da 1ª série. Uma das únicas variáveis da escola que afetam consistentemente o desempenho do aluno é o número de horas-aula, ou seja, o tempo que o aluno permanece na escola. O salário dos professores explica o desempenho dos alunos apenas na rede privada.

Felício e Fernandes (2006), utilizando dados do SAEB de 2001 dos alunos de 4ª série do Ensino Fundamental do estado de São Paulo, decompuseram a desigualdade das notas, das quais uma parte era explicada pela escola e outra

⁴⁷ Outros estudos nacionais que discutem o mercado de trabalho dos professores no Brasil são Annuati Neto et al (2002), Afonso et al (2007) e Moriconi e Marconi (2010).

pelo background familiar. Seus resultados indicaram que o efeito escola explica até 28,4% da desigualdade total de notas da disciplina de Língua Portuguesa e entre 8,7 e 34,44% das notas de Matemática. Em seguida, incluíram variáveis *dummies* indicativas de escola para estimar, por efeitos fixos, a importância de cada escola no aprendizado dos alunos, e estabelecer um ranking da qualidade das escolas. Para as notas de Língua Portuguesa quanto de Matemática, as simulações apresentaram um impacto de um desvio-padrão sobre o desempenho dos alunos, o que ilustrativamente significa elevar o desempenho médio das 4ª série ao obtido pelas 7ª séries. Comprovaram também que, mesmo entre as escolas públicas seria possível obter um avanço significativo com um ganho de três anos de estudo para Matemática e 2,4 para Língua Portuguesa. Para as notas de Língua Portuguesa, isso significa igualar o desempenho médio na rede pública ao obtido na rede particular.

Biondi e Felício (2007), considerando a inerente endogeneidade dos dados educacionais brasileiros, estimam o efeito de variáveis escolares a partir de dados em painel de escolas do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e Censo Escolar de 2003. Suas estimativas, utilizando um painel balanceado de 260 escolas públicas, apontam que a baixa rotatividade dos professores durante o ano letivo e a experiência média dos professores tem efeito positivo sobre o desempenho dos estudantes da 4ª série do ensino fundamental. Contrariamente, Franco (2009), a partir de um grande painel não balanceado de dados do SAEB, não observou nenhum efeito das características observáveis dos professores e poucas variáveis das escolas apresentaram coeficientes significantes. Cabe ressaltar que, embora os estudos de Biondi e Felício (2007) e Franco (2009) não tenham utilizado a abordagem de avaliação de programas e, conseqüentemente, focado na relação causal entre as características relacionadas aos professores que afetam a performance dos alunos, ambos tentaram solucionar o problema de endogeneidade decorrente do problema de variável omitida e viés de seleção através de suas estimações de efeito fixo.

Spriestsma e Waltenberg (2009), reconhecendo que os salários dos professores de escolas públicas, principalmente na realidade brasileira, são tipicamente determinados pela idade, tempo de serviço e indicações políticas,

investigam o efeito do salário dos professores sobre o desempenho dos estudantes. A partir dos dados do SAEB de 2001, concluem que os salários dos professores tem um pequeno efeito positivo na média do desempenho em Português e Matemática dos alunos de escolas particulares, mas não nas escolas públicas. Ademais, aplicando regressões quantílicas, os salários dos professores de Português de escolas privadas têm uma maior impacto sobre os resultados dos alunos de baixo desempenho, enquanto que em Matemática nenhum padrão claro é revelado.

Cabe realçar que nenhum dos artigos abordou o efeito da situação trabalhista do professor sobre o desempenho dos estudantes, principalmente nos estudos brasileiros. Acredita-se que a relação entre fatores não pecuniários no mecanismo de seleção dos professores das escolas públicas pode ter mascarado o efeito dos salários dos professores sobre o desempenho dos estudantes e, conseqüentemente, a qualidade do ensino.

3.2 Descrição dos Dados

A verificação empírica do que se propõe neste artigo é baseado nos microdados da edição de 2007 do Prova Brasil, que consiste em uma avaliação nacional do ensino fundamental das escolas públicas. Ela foi criada em 2005 com o objetivo de conceber um maior detalhamento na avaliação da educação básica brasileira, cujos dados são coletados a partir de questionários socioeconômicos e exames de proficiência dos alunos do Ensino Fundamental nas disciplinas de Língua Portuguesa, com foco na leitura, e Matemática, com foco na resolução de problemas. A avaliação teve caráter censitário, pois participaram todos os estudantes do 5º e 9º ano do ensino fundamental da rede pública e urbana pertencentes aos estabelecimentos com um mínimo de 20 alunos nestas séries. Por esta razão, o Prova Brasil apresenta uma ampla avaliação da qualidade da educação no Brasil, uma vez que oferece dados, não apenas para o Brasil e para as

27 unidades da Federação, mas também para cada município e para cada escola brasileira participante⁴⁸.

A base é composta por 2.300.733 do 5º ano do ensino fundamental que realizaram o exame, distribuídos em 37.483 escolas. Em relação às regiões, verificou-se que 9,2% dos estudantes eram do Norte, 22,8% do Nordeste, 45,7% do Sudeste, 14,8% do Sul e 7,6% do Centro-Oeste. Em relação à dependência administrativa das escolas públicas, 66,4% eram municipais e 33,4% estaduais. Optou-se por excluir os estudantes das escolas públicas federais, que representavam 0,02% da amostra, pelo fato destas instituições possuírem critérios de ingresso que são correlacionados com o nível socioeconômico dos seus alunos. Os critérios mais aplicados nas escolas públicas são a localização da moradia e ordem de chegada. Ambos restringem a escolha dos pais sobre qual escola pública matricular os seus filhos, pois as escolas mais procuradas, devido à notada qualidade do ensino, devem ter uma demanda além da capacidade da escola.

Utilizou-se a nota dos exames de Língua Portuguesa como variável de desempenho dos estudantes, visto que, esta, provavelmente, é relacionada com o aprendizado das outras matérias. A análise dos resultados dos exames de Matemática foi realizada de maneira semelhante e foram encontrados resultados semelhantes. Ademais, os escores de proficiência do exame foram padronizados, resultando em média zero e variância unitária, permitindo que os coeficientes sejam referenciados em termos de desvios-padrão.

Embora os questionários dos professores constem a informação a cerca de seu regime de trabalho, a mensuração sobre a estabilidade dos professores utilizada como variável tratamento foi extraída do questionário direcionado aos diretores, que traz a seguinte questão: QUAL É O PERCENTUAL DE PROFESSORES COM VÍNCULO ESTÁVEL NESTA ESCOLA? Justifica-se esta opção pela característica própria escolha dos pais em matricular o filho em determinada escola pública, e não em outra direcionada pelo status do professor.

⁴⁸ As médias de desempenho nessas avaliações também constituem o cálculo do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB). Os dados dessas avaliações são comparáveis ao longo do tempo, ou seja, pode-se acompanhar a evolução dos desempenhos das escolas, das redes e do sistema como um todo.

Segundo, considera-se que os pais não detenham informação completa sobre as condições de contrato dos professores, sejam trabalhistas ou salariais. Conseqüentemente, devido ser analisado o efeito da estabilidade a partir de uma variável que representa a condição da escola em termo do conjunto de professores com estabilidade, é analisado de o efeito da condição de estabilidade dos professores de forma agregada por escola, o que impõe uma suposta homogeneidade do efeito da estabilidade entre alunos da mesma instituição.

Com respeito à distribuição de professores com estabilidade empregatícia nas escolas públicas brasileiras, constata-se através da Tabela 2.1 que 86,2% dessas escolas empregam mais de 75% de seus professores nessa condição, embora haja variações dessas proporções quando se examinam as regiões do país. Enquanto a região mais desenvolvida do país, Sudeste, possui apenas 70% das escolas públicas que contratam mais de 75% de seus professores em regime de estabilidade, as demais perfazem no mínimo 90% para esta mesma proporção de professores. Do lado oposto, quando se observa o percentual de professores estáveis até 25%, o Sudeste lidera as demais regiões com 13,7% de escolas. Isso pode refletir a forma de contratação dos diferentes estados e municípios dos professores de escolas públicas da região Sudeste, que aumenta a competitividade entre professores e a flexibilidade na escolha de professores mais qualificados ou motivados em detrimento da diminuição dos benefícios não pecuniários na contratação dos professores.

Tabela 10 - Percentual de Professores com Estabilidades nas Escolas Públicas

	<i>Norte</i>	<i>Nordeste</i>	<i>Sudeste</i>	<i>Sul</i>	<i>Centro-Oeste</i>	<i>Brasil</i>
Menor ou igual a 25%	11,7%	11,3%	13,7%	6,9%	8,2%	11,2%
De 26% a 50%	10,8%	11,1%	15,6%	10,7%	11,3%	12,7%
De 51% a 75%	16,8%	14,8%	21,7%	18,9%	17,5%	18,4%
De 76% a 90%	57,8%	60,2%	46,0%	60,5%	60,7%	54,9%
De 91% a 100%	31,4%	37,1%	24,0%	34,9%	35,3%	31,3%

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Prova Brasil

A Tabela 2.2 apresenta dados descritivos sobre as características socioeconômicas dos alunos do 5º ano das escolas públicas por regiões brasileiras. Essa tabela expõe as significativas diferenças entre os alunos, tais como: desigualdades raciais e de gênero, estrutura familiar, escolaridade dos pais,

características preexistentes do processo educacional dos alunos (se o aluno já foi reprovado e se frequentou a pré-escola) e sobre a propriedade de alguns bens que tentam caracterizar as condições econômicas das famílias.

Tabela 11 - Características dos Estudantes e seus Pais, por Regiões

	<i>Norte</i>	<i>Nordeste</i>	<i>Sudeste</i>	<i>Sul</i>	<i>Centro-Oeste</i>	<i>Brasil</i>
Alunos mulheres	46,4%	46,2%	43,1%	47,6%	46,2%	45,0%
Alunos pretos	11,3%	13,9%	9,8%	8,0%	9,2%	10,6%
Pai e mãe morando em casa	86,8%	88,0%	85,3%	93,6%	88,6%	87,5%
Mãe sem EF	25,1%	32,9%	25,9%	30,1%	26,3%	28,1%
Mãe com Graduação	10,5%	7,2%	9,6%	9,8%	9,2%	9,1%
Pai sem EF	21,3%	25,9%	20,0%	24,0%	21,6%	22,2%
Pai com Graduação	9,9%	6,9%	10,4%	9,6%	8,7%	9,3%
Casas com um carro	15,8%	14,1%	34,3%	42,6%	31,1%	28,9%
Casas com dois carros	3,2%	2,6%	7,6%	8,7%	5,9%	6,1%
Casas com três carros	1,1%	1,0%	2,6%	2,8%	1,7%	2,1%
Casas com Internet	11,2%	7,6%	25,2%	24,9%	15,8%	19,2%
Alunos reprovados	34,7%	39,2%	20,1%	26,7%	29,3%	27,5%
Alunos com pré-escola	58,9%	63,7%	71,8%	68,7%	66,2%	67,9%

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Prova Brasil

Há uma forte relação direta entre as elevadas proporções de pais sem a educação básica (EF) e as condições de alunos que já foram reprovados e não cursaram a educação infantil ou pré-escola, notadamente para os maiores valores observados nas regiões mais pobres, Norte e Nordeste. No outro extremo, pais com nível superior de ensino não atinge 10%, exceto mãe na região Norte e pai na região Sudeste. Isso é o reflexo da transmissão geracional da herança educacional no Brasil.

Em relação à condição econômica das famílias dos alunos, medida pela posse de bens, as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste são dotadas com valores mais de duas vezes superiores aos das regiões mais pobres, Norte e Nordeste, resultado este em concordância com o esperado, haja vista a superioridade de desenvolvimento das primeiras regiões.

Conclui-se pelos dados dessa tabela que as escolas nordestinas detêm alunos com as piores condições socioeconômicas, principalmente em relação à escolaridade dos pais, acompanhado do maior percentual de escolas com um

grande percentual de professores com estabilidade. A fim de comparação, pode-se afirmar que as escolas do Sudeste, em relação às do Nordeste, têm a melhor clientela, pois os pais apresentam melhores condições econômicas e uma maior parte dos alunos freqüentou a pré-escola e não apresentaram alguma reprovação. Nesse sentido, esses dados descritivos motivam uma investigação sobre o efeito da estabilidade dos professores confrontando as regiões Nordeste e Sudeste, pois estas apresentam características distintas no contexto nacional, tanto no que concerne aos alunos que freqüentam as escolas públicas, quanto à situação trabalhista dos professores.

Algumas características do mercado de trabalho dos professores das regiões Nordeste e Sudeste, expondo o percentual de professores das escolas públicas com vínculo estatutário e não estatutário por categoria de salário, estão sintetizadas no Gráfico 2.

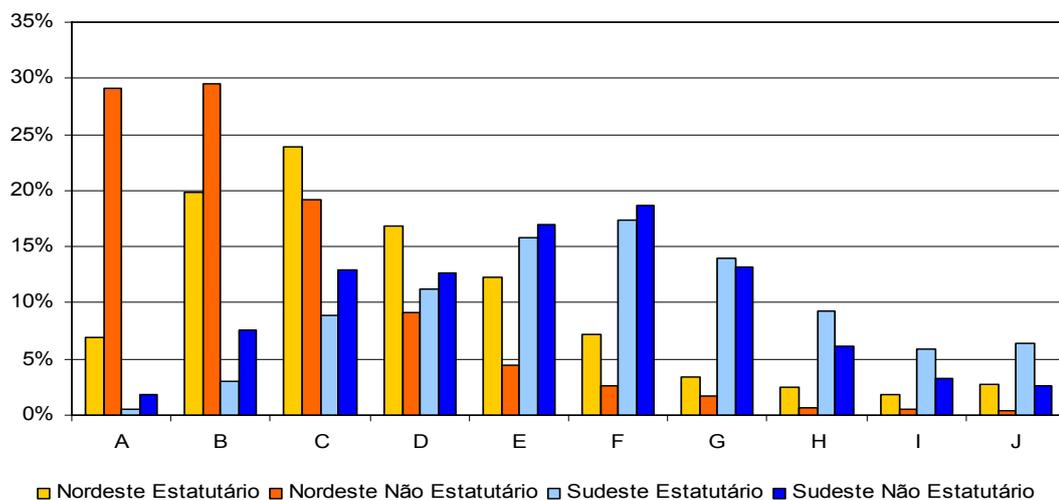


Gráfico 02 - Percentual de professores das escolas públicas com vínculo estatutário e não estatutário por categoria de salário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Prova Brasil. Nota: categorias observadas no questionário do professor: (A) Até R\$ 380,00; (B) De R\$ 381,00 a R\$ 500,00; (C) De R\$ 501,00 a R\$ 700,00; (D) De R\$ 701,00 a R\$ 900,00; (E) De R\$ 901,00 a R\$ 1.100,00; (F) De R\$ 1.101,00 a R\$ 1.300,00; (G) De R\$ 1.301,00 a R\$ 1.500,00; (H) De R\$ 1.501,00 a R\$ 1.700,00; (I) De R\$ 1.701,00 a R\$ 1.900,00; (J) De R\$ 1.901,00 a R\$ 2.300,00.

Inicialmente, pode-se afirmar que os salários dos professores das escolas públicas da região Sudeste são em média superiores aos da região Nordeste e que, em ambas as regiões, os salários mais altos são dos professores estatutários.

Em relação à estabilidade, a maioria dos professores não estáveis no nordeste recebe menos que dois salários mínimos, mas no sudeste a maioria dos professores não estáveis recebe salário semelhante ao dos professores com regime estatutário. Portanto, na região Sudeste, mesmo tendo um elevado número de professores sem estabilidade, os salários são melhores, ao passo que, na região Nordeste, mesmo contendo mais professores com estabilidade, verificou-se baixos salários, principalmente para os professores substitutos. Complementarmente, os questionários do Prova Brasil informam que somente 8,9% dos professores do 5º ano do Ensino Fundamental são do sexo masculino e que mais de 70% tem entre 30 e 50 anos.

Após verificar a distinta relação entre a estabilidade e os salários dos professores nas regiões Nordeste e Sudeste, a Tabela 2.3 expõe a relação entre a escolaridade e a situação trabalhista dos professores nessas regiões.

Tabela 12 - Percentual de professores do 5º ano do Ensino Fundamental com vínculo estatutário e não estatutário por nível de escolaridade

	Nordeste		Sudeste	
	Estatutário	Não Estatutário	Estatutário	Não Estatutário
Ensino Médio ou Menos	37%	26%	18%	12%
Ensino Superior - Pedagogia	34%	44%	43%	43%
Ensino Superior - Matemática	3%	3%	3%	4%
Ensino Superior - Letras	7%	8%	8%	10%
Ensino Superior - Outros	17%	18%	26%	29%

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Prova Brasil

Extraí-se dessa tabela que 82% e 88% dos professores da região Sudeste com e sem estabilidade, respectivamente, possuem nível superior, enquanto no Nordeste esses respectivos percentuais são 63% e 74%. Em relação à formação dos professores graduados, percebe-se que Pedagogia é a área dominante em ambas as regiões. Chama atenção a comparação de professores estatutários nas regiões, pois, enquanto no Nordeste a maior participação, superando os pedagogos em 3%, pertence aos não graduados com 37%, ao passo que no Sudeste os pedagogos superam os não graduados em mais do que o dobro. Entretanto, essa predominância de professores graduados em pedagogia no Nordeste pode refletir a limitada oferta de cursos de graduação nesta região.

É importante frisar que a região Sudeste possui cerca de 50% a mais do que o Nordeste quanto a participação de professores que concluíram outros cursos superiores, podendo refletir tanto o maior percentual de professores substitutos ou os maiores salários que atraem profissionais de outras áreas.

Condicionar pelas características individuais dos alunos (escolaridade de seus pais e informações sobre sua vida estudantil) e pelas condições que as escolas utilizam para selecionar os seus demandantes (ordem de chegada e a proximidade entre a moradia e a escola), podem eliminar o viés associado às características observadas que influenciam as decisões dos pais sobre qual escola pública matricular seu filho⁴⁹.

As características dos professores que podem confundir o impacto da estabilidade destes profissionais na aprendizagem dos alunos são outras condicionalidades necessárias para isolar o efeito estudado a partir do pareamento de alunos com professores com características de salário e escolaridade comuns.

As prováveis variáveis não observadas que afetam a escolha da escola na qual o pai irá matricular o seu filho são: a distância da casa até a escola, a disponibilidade das vagas e a idéia que o pai tem sobre a qualidade da estrutura, gestão e do ensino⁵⁰.

Caso essas variáveis sejam realmente significativas, pode-se esperar uma forte correlação dessas variáveis não observadas com a decisão do pai matricular o filho numa escola com determinado percentual de professores com estabilidade e que apresente alunos com melhores desempenhos. Isso tornaria inviável a comparação dos resultados dos alunos em escolas com diferentes percentuais de estabilidade e, conseqüentemente, questionáveis as estimativas da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão.

⁴⁹ Restringi-se a análise do efeito da estabilidade dos professores sobre os resultados dos alunos de escolas públicas, pois se supõe que a decisão de pais que podem matricular seus filhos em escolas privadas é diferente.

A partir de uma amostra com 488.389 e 943.457 observações para as regiões Nordeste e Sudeste, respectivamente, a Tabela 2.4 sintetiza a descrição das variáveis utilizadas na determinação do Escore de Propensão, desconsiderando a influência das variáveis não observadas. . Percebe-se que à exceção da variável alunos por turma, as demais são *dummies*. Essa variável continua em conjunto com a *dummy* que trata sobre se a dependência administrativa da escola é estadual desempenham papéis importantes na análise, pois caracterizam de forma satisfatória a gestão das escolas. Cabe realçar a inserção de *dummies* para os estados, tendo em vista as diferenças nas características socioeconômicas de cada região e os programas educacionais particulares de cada estado⁵¹.

Em relação as variáveis do professor, os salários foram sintetizados em duas variáveis *dummies*, devido à escala ordinal disponível no questionário, uma para salários baixos se o professor recebe menos de 500 reais mensais (menos de 1,5 salários mínimos) e outra para salários altos se o professor recebe mais que 1500 reais (mais de 4 salários mínimos). Pela mesma razão, foi criada uma variável sobre a escolaridade dos professores, se os professores não concluíram nenhuma graduação.

Tabela 13 - Dados descritivos das variáveis utilizadas na determinação do Escore de Propensão

Variáveis	Nordeste					Sudeste					
	Nº Obs.	Média	DP	Min	Max	Nº Obs.	Média	DP	Min	Max	
Aluna Mulher	488389	0,46	0,50	0	1	943457	0,43	0,50	0	1	
Aluno Preto	488389	0,14	0,35	0	1	943457	0,10	0,30	0	1	
Mãe sem EF	488389	0,33	0,47	0	1	943457	0,26	0,44	0	1	
Pai sem EF	488389	0,26	0,44	0	1	943457	0,20	0,40	0	1	
Distorção Idade-Série	488389	0,31	0,46	0	1	943457	0,13	0,34	0	1	
Aluno Reprovado	488389	0,39	0,49	0	1	943457	0,20	0,40	0	1	
Aluno com Pré-escola	488389	0,64	0,48	0	1	943457	0,72	0,45	0	1	
Professor Sem Graduação	488389	0,29	0,45	0	1	943457	0,14	0,35	0	1	
Professor Salário Baixo	488389	0,36	0,48	0	1	943457	0,06	0,23	0	1	
Professor Salário Alto	488389	0,06	0,24	0	1	943457	0,23	0,42	0	1	
Escola Estadual	488389	0,21	0,41	0	1	943457	0,38	0,49	0	1	
Nº de Aluno por Turma	488389	30,91	7,96	1	204	943457	31,06	5,88	1	94	
Admissão Local de Moradia	488389	0,11	0,32	0	1	943457	0,46	0,50	0	1	
Admissão Ordem de Chegada	488389	0,25	0,43	0	1	943457	0,13	0,33	0	1	
Dummies dos Estados											
PI	488389	0,06	0,23	0	1	MG	943457	0,23	0,42	0	1
CE	488389	0,16	0,37	0	1	RJ	943457	0,16	0,36	0	1
RN	488389	0,07	0,25	0	1	SP	943457	0,57	0,50	0	1
PB	488389	0,08	0,26	0	1						
PE	488389	0,15	0,36	0	1						
AL	488389	0,07	0,26	0	1						
SE	488389	0,04	0,19	0	1						
BA	488389	0,23	0,42	0	1						

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados do Prova Brasil

⁵¹ As variáveis dos estados do Maranhão e Espírito Santo foram excluídas para evitar multicolineariedade nas estimações do escore de propensão.

3.3 Metodologia

Inferência sobre a relação de causalidade em estudos observacionais requer suposições sobre como o efeito da intervenção pode diferir do efeito observado em um experimento aleatório. A análise do efeito da estabilidade dos professores sobre o desempenho dos estudantes das escolas públicas brasileiras insere-se neste contexto, pois não é possível controlar o mecanismo de designação de estudantes em diferentes escolas com diferentes percentuais de professores com estabilidade, possibilitando, portanto, comparar o desempenho de alunos, para verificar o efeito do tratamento. Ademais, o processo de determinação de quais escolas os alunos estão matriculados pode ser regido por fatores não observados nos questionários socioeconômicos dos alunos. Nesse contexto, será realizada uma análise de sensibilidade sobre as hipóteses da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão (PEP) para verificar se, utilizando esta metodologia⁵², é possível obter resultados confiáveis.

A metodologia PEP, introduzida por Rosenbaum e Rubin (1983a) e amplamente discutida em diversos artigos, como Heckman, Ichimura e Todd (1998), Imbens (2004) e Caliendo e Kopeinig (2008)⁵³, busca determinar um contrafactual a partir da determinação de indivíduos dentro do grupo de controle que sejam semelhantes aos tratados pelas variáveis observáveis inseridas no cálculo do escore de propensão. Essa metodologia é uma técnica semi-paramétrica de verificação dos efeitos de um programa em um quase-experimento, baseada em algoritmos de pareamento de indivíduos pertencentes a grupos distintos com o objetivo de se julgar os efeitos de uma determinada intervenção. As suas premissas de identificação são a Suposição de Independência Condicional (SIC) ou seleção nos

⁵²Rosenbaum (2002), Morgan e Winship (2007) e Imbens e Woodridge (2008) apresentam a importância da análise de sensibilidade em contextos em que se suspeita da veracidade das suposições de identificação das metodologias para avaliar os programas. Ademais, Todd (2008), Blundell e Costa-Dias (2009), Heckman (2009) e Khandker, Koolwal, e Samad (2010) são bons apanhados sobre as mais recentes metodologias de avaliação de programas.

⁵³Um dos mais interessantes debates sobre a metodologia PEP ocorreu quando Dehejia Wahba (1999), utilizando os dados do estudo de Lalonde (1986), mostrou que estimadores do PEP estão mais próximos aos estimadores de estudos experimentais do que os produzidos pelos métodos tradicionais de avaliação. Entretanto, Smith e Todd (2005) mostraram que os estimadores são melhores em apenas uma subamostra muito específica dos dados Lalonde, gerando dúvidas sobre a generalização dos resultados de Dehejia e Wahba (1999).

observáveis ou *unconfundness* e a sobreposição ou balanceamento nas variáveis pré-tratamento.

Entretanto, devido à variável tratamento analisada ser múltipla, quatro categorias naturalmente ordenadas do percentual de professores com estabilidade nas escolas, utiliza-se a metodologia de pareamento no escore de propensão com múltiplos tratamentos. Essa é abordado, especificamente, por Rosenbaum e Rubin (1983b), Imbens (2000) e Lechner (2001). A principal diferença da análise do efeito de um único tratamento é que as suposições de identificação são modificadas para incorporar a estrutura não binária do tratamento. Algumas aplicações desta metodologia podem ser vistas em Lechner (1999) e Imbens (1999) e Blundell et al (2005).

Verificar a sensibilidade dos resultados estimados em relação aos desvios da hipótese de identificação torna-se um tema cada vez mais importante na literatura de avaliação de programas (BECKER e CALIENDO, 2007). A análise de sensibilidade para os estimadores do efeito da estabilidade dos professores sobre o desempenho dos estudantes aborda a possibilidade de existir variáveis não observadas que afetam simultaneamente a atribuição para o tratamento e a variável de resultado, criando um viés igualmente não observado que possa tornar os estimadores de pareamento não robustos. Essa abordagem foi introduzida por Rosenbaum e Rubin (1983b) e desenvolvida por Rosenbaum (2002), Imbens (2003), Altonji, Elder e Taber (2005) e Ichino et al (2006)⁵⁴. Algumas recentes aplicações podem ser vistas em Aakvik (2001), Diprete e Gangl (2004), Ichino et al (2006) e Caliendo et al (2007).

3.4 Pareamento no Escore de Propensão – Múltiplos Tratamento

Seguindo a notação de Imbens (2000) sobre a metodologia de pareamento no escore de propensão, supõe-se que a escola i pode obter múltiplos valores ordenados de tratamento quanto aos intervalos de percentual de professores com estabilidade, $T_i(t)$. O tratamento de interesse t pode ser dado por valores

⁵⁴ Diprete e Gangl (2004), Becker e Caliendo (2007) e Nannicini (2007) desenvolveram pacotes estatísticos que realizam a análise de sensibilidade dos estimadores de pareamento no escore de propensão para o software Stata.

inteiros entre 0 e K, ou seja, $T=\{0,1,\dots,K\}$. No caso específico do percentual dos professores com estabilidade, faz-se uma inversão da categoria dos intervalos para que o tratamento $T_i(0)$ seja a categoria que engloba o maior número de casos, os estudantes em escolas com mais de 76% de professores com estabilidade. Essa inversão também facilitar a análise do efeito da falta de professores com estabilidade nas escolas, pois o tratamentos ordenados das outras categorias torna o maior tratamento igual a menor categoria de professores com estabilidade, ou seja, $T_i(3)$ corresponde a categoria de estudantes em escolas com menos de 25% de professores com estabilidade. Os resultados potenciais $Y(t)$ são as performances dos alunos dado que suas escolas podem apresentar diferentes níveis de tratamento, ou seja, estarem em escolas em diferentes intervalos de professores com estabilidade.

Com o objetivo de estabelecer uma suposição que possibilitasse a identificação no caso de múltiplos tratamentos, Rosenbaum e Rubin (1983b) definiram que a Fraca Suposição de Independência Condicional (FSIC) requer somente a independência de cada tratamento com cada um dos resultados potenciais $Y(t)$, ao invés da suposição do tratamento T ser independente do conjunto total de resultados potenciais. Ademais, esta suposição somente requer a independência “local” de cada resultado potencial $Y(t)$ e o tratamento de interesse, que é independente do indicador binário do nível de tratamento $D(t)$, ao invés do nível de tratamento T . Ou seja, dadas as variáveis X de pré-tratamento, a fraca Suposição de Independência Condicional (FSIC) corresponde a:

$$D(t) \perp Y(t) \mid X \quad (1)$$

Segundo Imbens (2000) a fraca Suposição de Independência Condicional está relacionada à *missing data* interpretação do problema da inferência causal. Para unidades com $D_i(t)=0$, a variável $Y_i(t)$ está em falta. Como o objetivo é estimar a média da população de $Y_i(t)$, $E[Y(t)]$, deve-se manter a preocupação com a representatividade da média dos $Y_i(t)$ na subamostra com $D_i(t)=1$. Mesmo não existindo nesta interpretação uma função direta para o nível de tratamento realmente atribuído às unidades com $D_i(t)=0$, o que importa é que eles não recebem tratamento

t. O principal papel de variáveis adicionais é permitir que o pesquisador ajuste as diferenças definindo subpopulações. No entanto, devido os outros resultados potenciais $Y_i(s)$, para $s \neq t$ nunca será observado para as unidades com $D_i(t)=1$, eles não podem desempenhar nenhum papel em qualquer processo de ajustamento. A definição de fraca SIC corresponde a falta de relevância desses outros resultados potenciais. Dessa forma, a fraca SIC possibilita estimar o resultado médio condicionando pelo status do tratamento, ou seja:

$$E[Y(t) | X = x] = E[Y(t) | D(t) = 1, X = x] = E[Y(t) | T = t, X = x] = E[Y | T = t, X = x] \quad (2)$$

Os resultados médios podem ser estimados a partir destas médias condicionais com:

$$E[Y(t)] = E[E[Y(t) | X]] \quad (3)$$

Em seguida, com o objetivo de resolver o problema dimensional advindo de X , precisa-se definir o Escore de Propensão Generalizado, EPG, como a probabilidade condicional de receber um particular nível de tratamento dado a variáveis observáveis, que se iguala a esperança condicional do tratamento binário (Imbens, 2000). O EPG pode ser representado por:

$$e(t, x) = \Pr(T = t | X = x) = E[D(t) | X = x] \quad (4)$$

Dado o escore de propensão generalizado e a fraca Suposição de Independência Condicional (SIC) para múltiplos tratamentos, essa suposição pode ser representada por:

$$D(t) \perp Y(t) | e(t, x) \quad (5)$$

No caso em que se têm múltiplos tratamentos, a suposição de sobreposição ou balanceamento nas variáveis de pré-tratamento dado o escore de propensão generalizado pode ser representada por:

$$D(t) \perp X \mid e(t,x) \quad (6)$$

Nota-se que o argumento condicionante muda com o nível do tratamento. Para garantir a independência condicional, no caso de múltiplos tratamentos e variáveis de pré-tratamento X , é necessário condicionar por todo o conjunto de $K + 1$ escores, $\{e(t,x)\} \in T$.

No caso da estabilidade dos professores, com o objetivo de se obter um grupo de tratamento que tenha um grupo de controle com o número expressivamente maior para melhorar o pareamento, a variável do tratamento, que é a variável categórica ordenada sobre o percentual de professores com estabilidade, foi utilizada de forma invertida. Ou seja, quanto menor o percentual de professores com estabilidade maior o número na variável categórica. Dessa forma, $T(4)=4$ é o tratamento ordenado das escolas com perfis que apresenta o percentual de 25% ou menos professores com vínculo estável, $T(3)=3$ se a escola tem entre 26% e 50%, $T(2)=2$ se a escola tem de 51 a 75% e $T(1)=1$ se a escola tem mais de 76% dos seus professores com estabilidade. O intervalo de 76 a 100% está sendo considerado como intervalo de grupo de controle de todas as outras possibilidades de tratamento. Ao analisar os níveis de tratamento individualmente, $D_i(t)=1$ significa que a escola tem um percentual no intervalo do tratamento t e $D_i(t)=0$ significa que a escola está em outro intervalo.

A implementação da metodologia de pareamento no escore de propensão para múltiplos tratamentos é similar aos casos em que o tratamento é binário. Primeiramente, estima-se o $e(t,x)$ escore de propensão a partir de um modelo que incorpore os múltiplos tratamentos ordenados. Neste artigo será utilizado o modelo logístico ordenado. Segundo, estima-se o efeito médio no nível de tratamento t , $\beta(t) = E[\beta(t, e(t, X))]$, que é estimado com a análise de pareamento de *kernel* para cada nível de tratamento, como se fosse um tratamento binário.

3.5 Análise de Sensibilidade

Rosenbaum (2002) definiu como viés oculto quando variáveis não observadas afetam tanto a participação no programa quanto os resultados potenciais, contrariando a suposição de independência condicional. Embora essa suposição não seja testável, a sensibilidade dos resultados estimados pelo PEP pode ser verificada no que diz respeito a desvios desta hipótese de identificação. Ou seja, mesmo que o grau de seleção ou do viés oculto não possa ser estimado, o grau que os resultados do PEP são sensíveis a suposição de *unconfoundedness* pode ser testado. No caso específico da estimativa do efeito da estabilidade dos professores, o efeito de variáveis não observadas com a motivação dos professores e a habilidade individual dos estudantes não pode ser mensurado, mas se pode verificar quanto as estimativas são robustas se fosse possível invalidar a hipótese de ignorabilidade inserindo uma suposta variável não observada.

A Análise de Sensibilidade dos estimadores de pareamento testa a robustez dos resultados que são criados a partir da suposição de identificação de independência condicional. A idéia básica é que o tratamento não é independente dado o conjunto de características observáveis X , mas seria condicionando conjuntamente com características observáveis e não observáveis, X e U . Considerando diferentes conjuntos de suposições sobre a distribuição de U e sua relação com D e os resultados $Y(0)$ e $Y(1)$, é possível verificar a sensibilidade dos resultados com respeito às variações nestes pressupostos (CALIENDO e KOPEINIG, 2008).

Seguindo a abordagem desenvolvida por Ichino et al (2006) e Nannicini (2007), a suposição de independência condicional, dadas as características observáveis e não observáveis, X e U , respectivamente, pode ser representada por:

$$Y(t) \perp D(t) | (X, U) \quad (7)$$

Enquanto U não for observado, o resultado dos controles não pode ser usado para estimar o resultado contrafactual do tratado, ou seja:

$$E[D(0) | D(t) = 1, X] \neq E[D(0) | D(t) = 0, X] \quad (8)$$

Por outro lado, caso fosse possível, conhecendo-se U e X , então se estabeleceria uma condição suficiente para estimar consistentemente o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ETT) uma vez que:

$$E[D(0) | D(t) = 1, X, U] = E[D(0) | D(t) = 0, X, U] \quad (9)$$

A estratégia de Ichino et al (2006) para permitir uma análise de sensibilidade foi caracterizar a distribuição de U a fim de simular este potencial através da hipótese simplificadora de que U seja uma variável binária. Além disso, é assumido como sendo independente e identicamente distribuídos nas células representada pelo produto cartesiano do tratamento e os valores dos resultados. Por simplicidade, considera-se o caso de resultados potenciais binários, $Y(0), Y(1) \in \{0,1\}$. Para isso, cria-se uma nova variável com o valor igual a um quando o desempenho dos estudantes é maior que a média e igual a zero quando é menor. Também considera-se $Y(t) = D(t) \cdot Y(1) + (1 - D(t)) \cdot Y(0)$ os resultados observados para uma determinada unidade, que é igual a um dos dois resultados possíveis, dependendo da atribuição do tratamento. A distribuição do fator binário U de confusão é plenamente caracterizado pela escolha de quatro parâmetros:

$$p_{ij} = \Pr(U = 1 | D(t) = i, Y(t) = j) = \Pr(U = 1 | D(t) = i, Y(t) = j, W) \quad (10)$$

Com $i, j \in \{0, 1\}$, o que dá a probabilidade de que $U=1$ em cada um dos quatro grupos definida pelo status de tratamento e os valores dos resultados. Por exemplo, para um aluno com desempenho maior que a média, $Y(1)$, e na escola com o determinado intervalo de professores com estabilidade, $D(1)$, o grupo da probabilidade de que $U=1$ é p_{11} . Conseqüentemente, dado arbitrariamente os valores dos parâmetros p_{ij} , um valor de U é atribuído a cada indivíduo. Outra hipótese simplificadora é a independência condicional de U em relação a W . Ichino, Mealli e Nannicini (2006) mostram que estas hipóteses simplificadoras não afetam os resultados da análise de sensibilidade.

O simulado U é então tratado como qualquer outra variável observada e será incluída no conjunto de variáveis utilizadas para estimar o escore de propensão e para calcular o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ETT) segundo o estimador de pareamento escolhido. Usando um determinado conjunto de valores dos parâmetros de sensibilidade, a estimativa do pareamento é repetida várias vezes e uma simulada estimação do ETT é obtida como uma média dos ETTs sobre a distribuição de U. Assim, para qualquer determinada configuração dos parâmetros p_{ij} , a análise de sensibilidade recupera uma estimativa pontual do ETT, que é robusto com o fracasso da SIC implícito naquela particular configuração.

Para calcular um erro padrão para o simulado ETT, a introdução de U é considerada como um problema normal de falta de dados, que pode ser resolvido pela introdução de um multiplicador dos valores em falta de U. Seja m o número de substituições de U que estão faltando e ETT_k^* e SE_k^* as estimativas pontuais do efeito médio do tratamento sobre os tratados e da variância do estimador ETT nos k-ésimo dado substituído (com $k = 1, 2, \dots, m$). O simulado ETT, ETT^* , é obtido pela média dos k ETT_k^* sobre as repetições m. Assim, a variância inter-substituições é igual a:

$$SE_W^2 = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m SE_k^2 \quad (11)$$

enquanto a variação entre-substituições é dada por:

$$SE_B^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{k=1}^m (ETT_k^* - ETT)^2 \quad (12)$$

Como consequência, a variância total associada ao ETT^* pode ser expressa como:

$$SE_T^2 = SE_W^2 + \left(1 + \frac{1}{m}\right) SE_B^2 \quad (13)$$

Para um grande número de repetições, a estatística $(ETT^* - ETT)/SE_T$ é aproximadamente normal. Alternativamente, pode-se considerar tanto o erro-padrão de inter-substituições ou entre-substituições como base para a inferência. O erro padrão da equação (13) leva a conclusões mais conservadoras, pois é sempre maior do que as outras duas alternativas (NANNICINI, 2007).

No caso de resultados contínuos a análise de sensibilidade acima pode ser realizada a partir de parâmetros de simulação p_{ij} com base em D e uma transformação binária de Y . Uma vez que os parâmetros p_{ij} são definidos desta maneira, pode-se aplicar a análise de sensibilidade como descrito acima.

Nannicini (2007) reconhece que uma variável não observada U poderia causar erros estatísticos na inferência, no sentido que sua existência pode dar origem a uma significativa e positiva estimativa do ETT mesmo na ausência de um verdadeiro efeito causal, se for observado que:

$$\Pr(Y(0) = 1 | D(t), X, U) \neq \Pr(Y(0) = 1 | D(t), X) \quad (14)$$

$$\Pr(D = 1 | X, U) \neq \Pr(D = 1 | X) \quad (15)$$

Ichino et al (2006) demonstraram que assumindo $p_{01} > p_{00}$ é possível simular uma variável considerada danosa que permita a simulação de um significativo positivo efeito de uma variável não observada sobre os resultados dos não tratados. Ademais, assumindo $p_{1.} > p_{0.}$ é possível simular uma variável não observada perigosa que tem um efeito positivo sobre a seleção do tratamento.

Com o objetivo de caracterizar a simulada variável não observada, é possível medir o quanto cada configuração escolhida de p_{ij} é responsável pelo efeito de U sobre $Y(0)$, chamado efeito sobre os resultados, e de U sobre T , chamado de efeito sobre a seleção (condicionado em W). Para isso, em cada iteração, um modelo Logit é estimado, $\Pr(Y = 1 | D = 0, U, X)$, e razão de probabilidade média de U é considerado o efeito sobre resultado da simulada variável simulada não observada, ou seja:

$$\Gamma = \frac{\frac{\Pr(Y = 1 | D = 0, U = 1, X)}{\Pr(Y = 0 | D = 0, U = 1, X)}}{\frac{\Pr(Y = 1 | D = 1, U = 1, X)}{\Pr(Y = 0 | D = 1, U = 1, X)}} \quad (16)$$

Similarmente, o modelo Logit de $\Pr(D = 1 | U, X)$ é estimado em cada interação e a razão de probabilidade média é considerada como o efeito sobre a seleção da simulada variável não observada, ou seja:

$$\Lambda = \frac{\frac{\Pr(D = 1 | U = 1, X)}{\Pr(D = 0 | U = 1, X)}}{\frac{\Pr(D = 1 | U = 0, X)}{\Pr(D = 0 | U = 0, X)}} \quad (17)$$

Nanicinni (2007) reconhece que pela simulação de U sob as suposições que $p_{01} > p_{00}$ e $p_{1.} > p_{0.}$ ambos os efeitos sobre os resultados e sobre a seleção devem ser positivos. Isto é, na análise de sensibilidade a variável simulada representa um risco quando $\Gamma > 1$ e $\Lambda > 1$.

3.6 Resultados

Devido às escolhas dos pais pela escola de seus filhos seguir restrições não descritas nos questionários socioeconômicos, e a possibilidade dos pais não terem conhecimento sobre as condições empregatícias dos professores, é improvável que uma simples comparação dos resultados médios do desempenho dos alunos da amostra em diferentes faixas de percentual de professores com estabilidade, produza estimativas confiáveis do efeito causal da estabilidade dos professores sobre a performance dos alunos. Baseado no pareamento de casos similares do grupo de tratamento e controle, o método de pareamento no score de propensão, descrito na seção 3.1, busca eliminar o viés de seleção decorrido das variáveis observáveis e, conseqüentemente, parear indivíduos no grupo de

tratamento e controle que simulem a escolha dos indivíduos de um experimento aleatório.

Neste estudo, utiliza-se o algoritmo de pareamento de *kernel* no escore de propensão desenvolvido em Heckman et al (1998), que faz combinações usando todos os indivíduos na amostra de comparação dando pesos menores para as observações mais distantes. O escore de propensão foi operacionalizado como a probabilidade prevista de um aluno estar matriculado em uma escola com um percentual de professores com estabilidade. As probabilidades foram estimadas a partir de uma regressão logística ordenada da variável categórica sobre as características observadas que afetam a escolha da escola, como: a escolaridade da mãe e do pai, a dependência administrativa, as características da escolaridade e salários dos professores, os critérios de local de moradia e ordem de chegada da matrícula dos estudantes na escola, o número de alunos por turma e *dummies* dos estados⁵⁵.

Em um modelo de regressão logística ordenada os sinais dos coeficientes ditam o efeito positivo ou negativo dos regressores sobre o aumento ou redução da probabilidade de uma variável dependente discreta assumir determinado valor. Como já foi citado, os intervalos foram invertidos para que o tratamento $T_i(0)$ seja a categoria que engloba o maior número de casos (mais de 75% dos professores com estabilidade), e, conseqüentemente, facilitar a análise do efeito da falta de professores com estabilidade nas escolas, que se encontra principalmente no tratamento $T_i(3)$ (de 0% a 25% de professores com estabilidade). Nesse sentido, se os coeficientes são positivos, um aumento nas variáveis explicativas diminui a probabilidade de estar na categoria das escolas com mais de 75% dos professores com estabilidade, e aumenta a probabilidade de estar na categoria mais elevada, ter de 0 a 25% de professores com estabilidade⁵⁶.

⁵⁵ Caliendo e Kopeinig (2008) sintetizam a idéia que há sobre a escolha das variáveis explicativas que devem ser inseridas no cálculo do escore de propensão. Em suma, a quantidade não deve ser muito grande ou nem muito pequena, devem conter variáveis relacionadas tanto com o tratamento como com o resultado e, principalmente, as variáveis devem ser inseridas visando melhorar o balanceamento das variáveis entre o grupo controle e tratamento.

⁵⁶ No modelo logístico ordenado os resultados ordenados são modelados para aumentar sequencialmente como uma variável latente, y^* , que é dividida progressivamente por maiores cortes. Ou seja, y^* é uma medida não observada do percentual de professores com estabilidade. Veja mais informações sobre esse modelo em Woodridge (2002).

A Tabela 14 apresenta os coeficientes deste modelo para a região Nordeste e Sudeste⁵⁷.

Tabela 14 - Regressão Logística Ordenada para determinar o Escore de Propensão de estar matriculado em escolas com diferentes percentuais de professores com estabilidade

Variáveis	Nordeste		Sudeste		
	Coeficientes	Erro-Padrão	Coeficientes	Erro-Padrão	
Aluna Mulher	0,000	0,006	0,014 *	0,004	
Aluno Preto	-0,026 *	0,009	0,058 *	0,007	
Mãe sem EF	0,042 *	0,007	0,094 *	0,005	
Pai sem EF	0,026 *	0,007	0,078 *	0,005	
Distorção Idade-Série	0,002	0,007	0,031 *	0,007	
Aluno Reprovado	0,001	0,007	0,067 *	0,006	
Aluno com Pré-escola	-0,040 *	0,006	-0,094 *	0,005	
Professor Sem Graduação	0,192 *	0,007	0,227 *	0,006	
Professor Salário Baixo	0,484 *	0,007	0,421 *	0,009	
Professor Salário Alto	-0,315 *	0,014	-0,238 *	0,005	
Escola Estadual	0,159 *	0,008	0,852 *	0,004	
Nº de Aluno por Turma	0,002 *	0,000	0,001 *	0,000	
Admissão Local de Moradia	0,063 *	0,010	-0,063 *	0,004	
Admissão Ordem de Chegada	-0,130 *	0,007	-0,058 *	0,007	
Dummies dos Estados					
PI	0,253 *	0,014	MG	-0,828 *	0,010
CE	-0,406 *	0,011	RJ	-1,171 *	0,011
RN	-0,486 *	0,015	SP	-0,635 *	0,010
PB	0,260 *	0,013			
PE	-0,189 *	0,011			
AL	-0,396 *	0,014			
SE	-0,329 *	0,018			
BA	-0,330 *	0,010			
Número de Observações	477540		915723		
Log likelihood	-478201,7		-1045346		
Pseudo R2	0,018		0,0314		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Prova Brasil

Nota: * p-valor > 0,01

Para a base de dados dos estudantes da região Nordeste, os resultados da regressão de determinação do escore de propensão apontam que quase todos os coeficientes das variáveis explicativas são estatisticamente significantes. Em relação ao perfil educacional dos pais, o efeito positivo da mãe e do pai sem pelo menos ter concluído o EF implica em uma probabilidade maior do aluno estar numa escola com percentual de professores com estabilidade até 25%. Ademais, o sinal positivo da escola sob administração estadual pode mostrar a menor capacidade administrativa dos governos estaduais em ter mais professores de ensino fundamental adequadamente contratados. Ou seja, os alunos matriculados em escolas estaduais têm menor probabilidade de estar numa escola com mais de 75%

⁵⁷ Nota-se que o modelo logístico ordenado não apresenta intercepto. Segundo Long e Freeze (2001) essa característica do modelo permitir que o intercepto varie livremente.

dos professores com estabilidade. Em relação às variáveis dos critérios de admissão das escolas, os alunos que estão matriculados em escolas que os admite pelo critério de local de moradia e ordem de chegada tem maior probabilidade de estarem matriculados em escolas com menos de 25% de professores com estabilidade. Esse resultado também é encontrado para a variável do número de alunos por turma, que supostamente é relacionado com a decisão dos pais de matricular o aluno. Em relação às *dummies* dos estados os resultados variam de sinal. Isso pode estar refletindo as diferentes condições de cada estado em relação ao percentual de professores com estabilidade. Os coeficientes das variáveis que caracterizam a escolaridade dos docentes, se o professor é graduado, os coeficientes são positivos. O sinal positivo para salários baixos e positivos para salários altos pode sinalizar que os salários do professor, provavelmente os professores que estão em escolas públicas com menor percentual de estabilidade, substitutos ou temporários, recebem salários menores. Esse fato apóia a suposição da forte relação do processo de escolha das escolas pelos pais tanto com os salários como com a condição de estabilidade.

Os resultados para os estudantes da região Sudeste segue o mesmo padrão de sinais da região Nordeste, mas a magnitude dos coeficientes é divergente. Por exemplo, em relação a escolas estaduais da região Sudeste, é verificado o maior efeito negativo sobre a probabilidade das escolas terem menos professores com estabilidade.

A metodologia de pareamento pondera a amostra do grupo controle a fim de aumentar a semelhança com os indivíduos do grupo tratamento, visando balancear as características observadas da amostra do grupo tratamento e controle após o pareamento. Uma análise de balanceamento das variáveis utilizadas na estimação do score de propensão é apresentada nas tabelas A e B em anexo. Para isso, apresentam-se as médias dos escores de propensão e todas as outras variáveis explicativas antes e depois do pareamento e uma medida do viés entre a

amostra do grupo de tratamento e controle⁵⁸. Analisando os resultados para as regiões Nordeste e Sudeste na Tabela A e B, respectivamente, verifica-se que em quase todos os casos é evidente que as diferenças da amostra dos dados antes do pareamento são significativamente superiores aos da amostra dos casos pareados. O que acarreta numa redução dos viés dessas variáveis observadas e dos escores de propensão. Isto é, o processo de pareamento gera um elevado grau de balanceamento das variáveis entre a amostra do grupo tratamento e do controle que são utilizados no processo de estimação.

Outra importante fonte de identificação da sobreposição do escore de propensão são os histogramas dos escores de propensão para os indivíduos do grupo controle e tratamento, Gráficos A e B do anexo. Visualmente, verifica-se que as distribuições são em torno dos mesmos valores de escore de propensão, ou seja, os indivíduos apresentam escores de propensão que possibilitam o pareamento no escore de propensão.

Devido o pareamento no escore de propensão ter removido a maior parte do viés atribuído às variáveis observadas, pode-se usar a diferença nos resultados médios encontrados nas amostras para obter uma estimativa do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tradados (ETT)⁵⁹.

A Tabela 15 expõe a estimação do ETT a partir da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão.

¹⁷ A medida de viés sugerida por Rosenbaum (2002), que utiliza a diferença das médias padronizadas das amostras do grupo tratamento e controle, é dada por:

$$\text{Viés} = \frac{100 (\bar{x}_T - \bar{x}_C)}{\sqrt{\frac{s_T^2 + s_C^2}{2}}}$$

médias amostrais e \bar{s}_T^2 e \bar{s}_C^2 são as variâncias amostras dos grupos tratamento e controle.

⁵⁹ Nessa análise considera-se que o principal efeito a ser investigado é o efeito da falta de professores com estabilidade sobre os alunos que são afetados diretamente por essa ingerência dos municípios e estados. Nesse sentido, o efeito a ser identificado é o Efeito Médio do Tratamento sobre os Tradados ao invés do Efeito Médio do Tratamento.

Tabela 15 - Estimativas do modelo de Pareamento no Escore de Propensão e MQO

Resultado	Amostra	Grupos			Teste t		MQO
		Tratamento	Controle	Diferença	E. P.	t	
Região Nordeste							
de 0 a 25%	Não Pareados	-1.678	-1.646	-0.033	0.003	-10.42	
	ETT	-1.678	-1.640	-0.038	0.003	-12.23	-0.025*
de 25 a 50%	Não Pareados	-1.683	-1.645	-0.039	0.003	-12.53	
	ETT	-1.683	-1.642	-0.042	0.003	-13.68	-0.035*
de 50 a 75%	Não Pareados	-1.652	-1.648	-0.004	0.003	-1.62	
	ETT	-1.652	-1.647	-0.006	0.003	-2.11	-0.006*
Região Sudeste							
de 0 a 25%	Não Pareados	-1.396	-1.258	-0.138	0.003	-55.05	
	ETT	-1.396	-1.266	-0.130	0.003	-51.74	-0.125*
de 25 a 50%	Não Pareados	-1.315	-1.267	-0.049	0.002	-21.02	
	ETT	-1.315	-1.258	-0.057	0.002	-24.09	-0.057*
de 50 a 75%	Não Pareados	-1.268	-1.274	0.006	0.002	3.01	
	ETT	-1.268	-1.268	0.000	0.002	-0.16	-0.022*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Prova Brasil

Nota: * $p > 0,01$

Os resultados apontam para os significativos efeitos negativos das escolas com menos professores com estabilidade, de 0 a 25%, tanto pra região Nordeste como para a Sudeste. Isto é, na região Nordeste o efeito médio do aluno estar matriculado em uma escola com menos de 25% de professores estáveis é um desempenho no exame de português 3,8% do desvio-padrão maior do que alunos matriculados em escolas com mais de 26% de professores com estabilidade. Para a região Sudeste este resultado é expressivamente maior, 13% do desvio-padrão. Essa diferença de impactos entre as regiões pode ser devido ao mercado de trabalho para professores na região Sudeste ser mais dinâmico, possibilitando que estas escolas públicas que tem que contratar um quantidade grande de professores substitutos não consiga selecionar bons professores. Para o percentual de 25 a 50%, os impactos negativos também são significantes, mas no caso da região Sudeste o efeito é bastante inferior ao do percentual de 0 a 25%, 5,7% do desvio-padrão. Os efeitos negativos não são estatisticamente significativos para o intervalo de 51 a 75% de professores com estabilidade para ambas as regiões. Ou seja, supondo que a ignorabilidade forte se confirma, escolas com baixos percentuais de professores com estabilidade, mais de 50%, afetam negativamente o desempenho dos estudantes em exames de proficiência de Língua Portuguesa.

Em comparação com os resultados das estimativas dos efeitos por Mínimos Quadrados Ordinários, o efeito negativo das faixas de percentuais de professores sem estabilidade são maiores. Por exemplo, a magnitude do coeficiente por MQO das escolas com 0 a 25 % de professores com estabilidade é menos 2,5% do desvio-padrão contra menos 3,8% da metodologia de Pareamento no Escore de Propensão. Esse fato representa a afirmativa de Webbink (2005), que devido o processo educacional ser a princípio endógeno, inúmeros resultados encontrados na literatura da função de produção educacional que utilizam MQO sobre o efeito dos fatores escolares podem não serem corretos.

Após verificar o efeito negativo da falta de professores com estabilidade nas escolas públicas brasileiras, aplica-se a análise de sensibilidade das estimativas dos efeitos para verificar a robustez dos resultados encontrados sob a Suposição de Independência Condicional. Nesse sentido, para implementar a análise proposta por Ichino, Mealli e Nannicini (2006), faz-se necessário ter em mente que tipo de fator de confusão, ou variável não observada, seria útil para simular nos dados. Isto é, devem-se ter fundamentos para supor sobre quais os valores dos parâmetros p_{ij} devem ser escolhidos para apresentar alguma informação adicional sobre o efeito de uma variável não observada U . Para isso, utilizaram-se duas variáveis observadas como modelos para se determinar os valores de p_{ij} utilizados na simulação. As variáveis são se a escola apresenta professores com baixos salários e se a escola apresenta critério de admissão por local de moradia. A escolha dessas variáveis tem o objetivo de imitar variáveis não observadas que estão relacionadas ao mecanismo de escolha da escola pelos pais e as restrições impostas pela escola a esta escolha. Ademais, essas variáveis foram escolhidas porque em várias simulações apresentam características de uma variável não observada perigosa, isto é, $p_{01} > p_{00}$ e $p_{1.} > p_{0.}$. Como já foi citado, variáveis com essas probabilidades poderiam levar a uma significativa e positiva estimativa do ETT mesmo na ausência de um verdadeiro efeito causal.

A Tabela 16 expõe as probabilidades p_{ij} das variáveis utilizadas como modelo, o critério de admissão por localização da moradia dos alunos e o indicador de salários baixos dos professores. Verifica-se que a variável local de moradia para a região Nordeste apresenta percentuais entre 0,9 e 0,15 e para a região Sudeste entre 0,41 a 0,53. Isto é, as probabilidades do critério de admissão por local de

moradia dado o tratamento e o resultado observado são maiores na região Sudeste. Em relação à variável salário baixo dos professores, as probabilidades para a região Nordeste ficam entre 0,31 a 0,55 e para a região Sudeste entre 0,05 e 0,09. Dessa forma, pode-se afirmar que a probabilidade de professores com salários baixos é mais freqüente na região Nordeste.

Tabela 16 - Probabilidades p_{ij} das variáveis utilizadas como modelo

Região	Local de Moradia			Salário Baixo		
	de 0 a 25	de 26 a 50	de 51 a 75	de 0 a 25	de 26 a 50	de 51 a 75
NORDESTE						
p11	0.10	0.10	0.15	0.48	0.40	0.33
p10	0.11	0.09	0.11	0.55	0.48	0.40
p01	0.11	0.11	0.11	0.31	0.32	0.32
p00	0.11	0.11	0.11	0.36	0.37	0.37
p1.	0.12	0.11	0.13	0.52	0.44	0.37
p0.	0.11	0.11	0.11	0.34	0.34	0.35
SUDESTE						
p11	0.42	0.53	0.50	0.05	0.06	0.07
p10	0.41	0.46	0.43	0.09	0.09	0.06
p01	0.49	0.48	0.48	0.05	0.05	0.05
p00	0.44	0.43	0.44	0.06	0.06	0.07
p1.	0.47	0.49	0.47	0.07	0.08	0.06
p0.	0.41	0.46	0.46	0.06	0.06	0.06

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Prova Brasil

Os resultados da análise de sensibilidade são apresentados na Tabela 2.8. Nessa estão os estimados ETT pelo Pareamento no Escore de Propensão, os simulados ETT, o Efeito Resultado e o Efeito Seleção da simulação e a diferença percentual dos dois efeitos. Devido ao grande número de observações individuais constantes na base de dados do Prova Brasil e a utilização do programa SENSATT para a análise de sensibilidade, gerou-se uma amostra aleatória de 5% do total de alunos para a região Nordeste e Sudeste⁶⁰. Isso limitou as amostras para cerca de 25 e 50 mil alunos na região Nordeste e Sudeste, respectivamente. Primeiramente, analisando o efeito resultado e o efeito seleção encontrados na coluna 5 e 6, nenhuma das simulações apresentou ambos os efeitos maiores que um. Ou seja, esse resultado sinaliza que, dado as variáveis utilizadas como modelo de variáveis não observadas, U, não ocorreu nenhum caso em que tanto o efeito resultado quanto o seleção podem sinalizar que as variáveis são perigosas e,

⁶⁰ O programa SENSATT é um programa do software Stata disponível em Nannicini (2006). A simulação da variável não observada, U, é um processo computacionalmente muito demorado, o que inviabiliza a utilização de grandes amostras. Outra limitação do programa, devido o grande número de observações, foi a estimação dos erros-padrões das estimativas para se fazer testes hipóteses.

consequentemente, levar a uma estimação significativa do ETT mesmo quando não há uma relação causal.

Tabela 17 - Análise de Sensibilidade do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados

Nordeste	Percentual com Estabilidade	ETT	ETT Simulado	Efeito Resultado	Efeito Seleção	Diferença
Local de Moradia	de 0 a 25	-0,038	-0,036	1,043	0,943	-4%
	de 26 a 50	-0,042	-0,042	1,039	0,885	0%
	de 51 a 75	-0,006	-0,006	0,998	1,253	0%
Salário Baixo	de 0 a 25	-0,038	-0,028	0,809	2,121	-25%
	de 26 a 50	-0,042	-0,035	0,809	1,520	-17%
	de 51 a 75	-0,006	-0,006	0,801	1,084	0%

Sudeste	Percentual com Estabilidade	ETT	ETT Simulado	Efeito Resultado	Efeito Seleção	Diferença
Local de Moradia	de 0 a 25	-0,130	-0,126	1,244	0,831	-3%
	de 26 a 50	-0,057	-0,057	1,208	1,161	0%
	de 51 a 75	0,000	0,000	1,19	1,037	0%
Salário Baixo	de 0 a 25	-0,130	-0,128	0,793	1,335	-1%
	de 26 a 50	-0,057	-0,054	0,779	1,466	-5%
	de 51 a 75	0,000	0,000	0,673	1,098	0%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Prova Brasil

Em relação à comparação dos ETTs e dos ETTs simulados, na coluna 4 e 5, na maioria dos casos o simulado ETT é nulo ou menor. Ou seja, os fatores de confusão simulados enfraquecem apenas uma pequena quantidade das estimativas iniciais, contribuindo para a robustez do impacto negativo da falta de professores com estabilidade nas escolas. Os resultados mais preocupantes são os da simulação com a variável salário baixo na região Nordeste, que levaram a uma diferença de menos 17 e 25% nas estimativas dos percentuais de 0 a 25% e 26 a 50% de professores com estabilidade. Analisando o efeito resultado e o efeito seleção, esse redução no impacto devesse ao forte efeito seleção que é maior que 2 enquanto o efeito resultado não é maior que 1. Analisando toda a coluna das diferenças nas estimativas, a análise de sensibilidade está informando que a existência de um fator de confusão comportando-se como a variável local de moradia e salário baixo dos professores podem responder entre 0 a 25% da estimativa inicial do efeito dos percentuais de professores ser maior que a média sobre o desempenho dos estudantes.

3.7 Considerações Finais

Este artigo se propôs a investigar o efeito da estabilidade dos professores sobre a qualidade do ensino das escolas públicas brasileiras, pois não se sabe se essa característica do serviço público é um fator motivador ou um entrave burocrático na contratação de professores de qualidade. Por esta razão, a comparação entre a região Nordeste e Sudeste teve a pretensão de apresentar essa discussão analisando as duas regiões brasileiras onde o mercado de trabalho dos professores é marcado pela diferença de competitividade e no conjunto de restrições socioeconômicas tanto das famílias como dos empregadores, os Municípios e Estados brasileiros.

A metodologia estatística de Pareamento no Escore de Propensão sobre os dados de uma avaliação nacional da qualidade da educação no Brasil, Prova Brasil de 2007, estimou-se o efeito de diferentes faixas de percentual de professores com estabilidade sobre o desempenho no exame de Língua Portuguesa dos alunos do 5º ano do Ensino Fundamental. Complementarmente, a aplicação de uma Análise de Sensibilidade possibilitou investigar a sensibilidade desta estimativa com relação à possível existência de uma variável não observável que afeta tanto os resultados potenciais como a seleção no tratamento. Ou seja, a partir de um exercício de simulação buscou-se revelar se as estimativas são robustas a desvios da Suposição de Independência Condicional que fundamenta a identificação da estimativa obtida pela estratégia de Pareamento.

Os resultados revelam que, em ambas as regiões, quanto maior a falta de professores com estabilidade, maior é o efeito negativo sobre o desempenho dos alunos. Mas, os efeitos variam nas duas regiões, na região Nordeste, onde supostamente o mercado de trabalho dos professores é menos competitivo, com menores salários e menor o percentual de professores substitutos, o efeito é menor. Esse resultado sinaliza que o benefício não pecuniário da estabilidade é um importante benefício na seleção de profissionais que influenciam a melhoria da qualidade do ensino. Complementarmente, os resultados da análise de sensibilidade, com suas especificidades e limitações, apontam que os efeitos

negativos são robustos, dado a presença de uma simulada variável não observada que poderia invalidar a suposição de independência condicional. Embora, alguns resultados revelem o enfraquecimento do efeito em até um quarto.

Contudo, a pretensão desse artigo é propor um redirecionamento na discussão sobre as principais variáveis que influenciam a decisão de profissionais qualificados a ingressarem nas escolas públicas brasileiras. Nesse sentido, pretende-se contribuir com a pesquisa dos fatores escolares que influenciam a qualidade do ensino ofertado para os estudantes que tem restrições socioeconômicas à liberdade de escolha.

3.8 Anexo

Tabela 18 - Balanceamento das variáveis utilizadas no pareamento dos alunos da região Nordeste.

Variáveis	Amostra	De 0 a 25%		Viés (%)	De 26 a 50%		Viés (%)	De 51 a 75%		Viés (%)
		Trat.	Contr.		Trat.	Contr.		Trat.	Contr.	
Mãe sem EF	Não Pareado	0.35	0.33	3.8	0.35	0.33	4.5	0.33	0.33	0.3
	Pareado	0.35	0.34	1.5	0.35	0.33	4.1	0.33	0.32	1.3
Escola Estadual	Não Pareado	0.22	0.21	4.3	0.23	0.20	6.7	0.21	0.21	1.3
	Pareado	0.22	0.20	5.2	0.23	0.20	7.2	0.21	0.20	3.1
Local de Moradia	Não Pareado	0.11	0.11	-0.3	0.10	0.12	-3.6	0.13	0.11	6.9
	Pareado	0.11	0.10	5.5	0.10	0.11	-3.3	0.13	0.11	6.3
Ordem de Chegada	Não Pareado	0.19	0.26	-16.3	0.24	0.25	-3.9	0.25	0.25	0.2
	Pareado	0.19	0.19	-0.5	0.24	0.25	-2.0	0.25	0.25	1.1
Aluno por Turma	Não Pareado	30.05	31.01	-12.3	31.51	30.85	8.3	30.93	30.92	0.2
	Pareado	30.05	30.52	-6.0	31.51	30.81	8.8	30.93	31.03	-1.2
Dummys dos Estados										
Piauí	Não Pareado	0.10	0.06	16.0	0.07	0.06	5.1	0.07	0.06	6.4
	Pareado	0.10	0.06	12.7	0.07	0.06	4.8	0.07	0.05	9.9
Ceará	Não Pareado	0.16	0.17	-3.0	0.13	0.17	-12.7	0.14	0.17	-9.6
	Pareado	0.16	0.19	-10.4	0.13	0.17	-13.8	0.14	0.17	-10.2
Rio Grande do Norte	Não Pareado	0.03	0.07	-16.0	0.05	0.06	-7.6	0.07	0.06	2.3
	Pareado	0.03	0.02	3.8	0.05	0.05	1.0	0.07	0.05	5.7
Paraíba	Não Pareado	0.12	0.07	18.6	0.10	0.07	11.3	0.06	0.08	-5.9
	Pareado	0.12	0.11	5.9	0.10	0.07	10.7	0.06	0.06	2.2
Pernambuco	Não Pareado	0.13	0.16	-6.7	0.18	0.15	8.9	0.16	0.15	3.4
	Pareado	0.13	0.15	-4.2	0.18	0.16	7.4	0.16	0.16	0.1
Alagoas	Não Pareado	0.04	0.07	-13.5	0.07	0.07	0.0	0.07	0.07	0.9
	Pareado	0.04	0.05	-1.1	0.07	0.07	0.8	0.07	0.07	1.1
Sergipe	Não Pareado	0.02	0.04	-12.0	0.04	0.04	-0.2	0.04	0.04	-1.4
	Pareado	0.02	0.02	-2.3	0.04	0.04	0.9	0.04	0.04	-0.9
Bahia	Não Pareado	0.22	0.24	-5.5	0.22	0.24	-4.8	0.22	0.24	-4.1
	Pareado	0.22	0.25	-7.2	0.22	0.25	-6.8	0.22	0.26	-8.4
Escore de Propensão	Não Pareado	0.41	0.43	-36.9	0.29	0.29	5.4	0.28	0.28	-5.6
	Pareado	0.41	0.41	-4.5	0.29	0.29	-3.2	0.28	0.28	-1.6

Fonte:

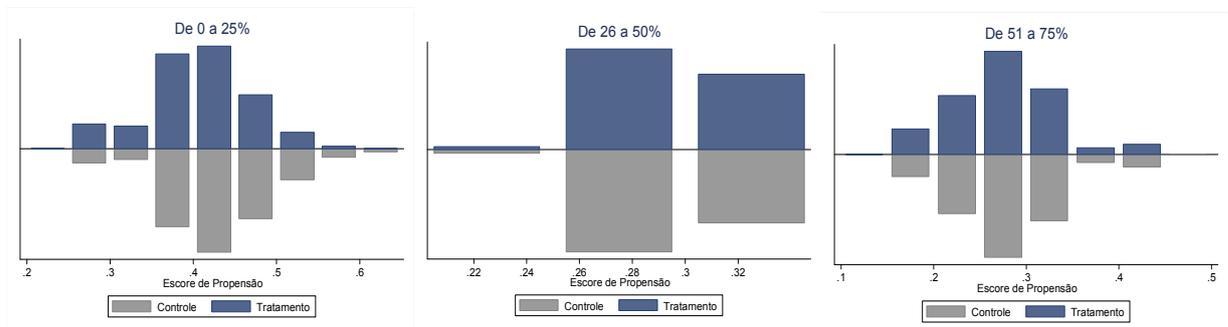


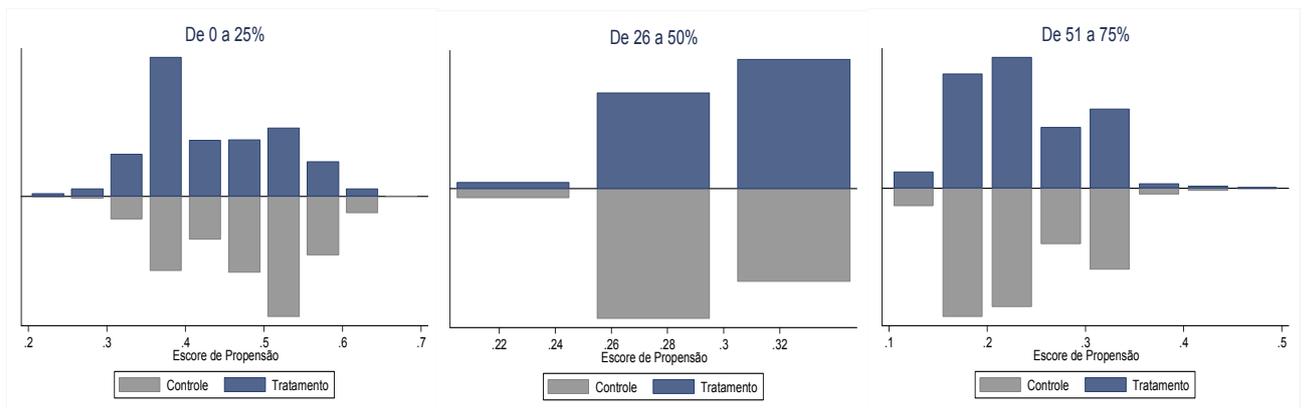
Gráfico 03 - Sobreposição do Escore de Propensão para a região Nordeste

Fonte:

Tabela 19 - Balanceamento das variáveis utilizadas no pareamento dos alunos da região Sudeste.

Variáveis	Amostra	De 0 a 25%		Viés (%)	De 26 a 50%		Viés (%)	De 51 a 75%		Viés (%)
		Trat.	Contr.		Trat.	Contr.		Trat.	Contr.	
Mãe sem EF	Não Pareado	0.29	0.26	6.6	0.28	0.26	5.0	0.26	0.26	0.8
	Pareado	0.29	0.27	4.0	0.28	0.27	2.6	0.26	0.26	0.6
Escola Estadual	Não Pareado	0.59	0.35	48.1	0.52	0.36	32.2	0.42	0.37	9.6
	Pareado	0.59	0.56	4.9	0.52	0.38	28.1	0.42	0.36	10.9
Local de Moradia	Não Pareado	0.42	0.46	-7.8	0.46	0.46	1.2	0.46	0.46	0.6
	Pareado	0.42	0.45	-5.4	0.46	0.46	1.0	0.46	0.47	-122.6
Ordem de Chegada	Não Pareado	0.11	0.13	-5.2	0.11	0.13	-7.0	0.13	0.12	3.2
	Pareado	0.11	0.10	3.1	0.11	0.11	-2.3	0.13	0.11	5.9
Aluno por Turma	Não Pareado	31.11	31.04	1.1	30.75	31.09	-5.8	31.08	31.04	0.7
	Pareado	31.11	31.16	-0.9	30.75	31.06	-5.2	31.08	31.13	-18.2
Dummys dos Estados										
	Espírito Santo	Não Pareado	0.07	0.04	13.6	0.06	0.04	9.4	0.04	0.04
	Pareado	0.07	0.07	0.4	0.06	0.04	8.1	0.04	0.04	1.2
Rio de Janeiro	Não Pareado	0.09	0.17	-22.2	0.11	0.17	-16.1	0.12	0.17	-13.9
	Pareado	0.09	0.13	-12.2	0.11	0.17	-16.1	0.12	0.18	-27.4
São Paulo	Não Pareado	0.62	0.54	16.8	0.53	0.55	-3.2	0.55	0.55	0.9
	Pareado	0.62	0.61	2.7	0.53	0.59	-10.9	0.55	0.57	-445.6
Escore de Propensão	Não Pareado	0.43	0.48	-53.0	0.30	0.29	28.2	0.24	0.23	2.6
	Pareado	0.43	0.43	-2.6	0.30	0.30	14.5	0.24	0.23	1.7

Fonte:

**Gráfico 04 - Sobreposição do Escore de Propensão para a região Sudeste**

Fonte:

4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AAKVIK, A. Bounding a matching estimator: the case of a Norwegian training program. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 63, n. 1, p. 115–143, 2001.

AFONSO, L.; BARBOSA FILHO, F.; PESSÔA, S. Um Estudo sobre os Diferenciais de Remuneração Entre os Professores das Redes Pública e Privada de Ensino. **Anais do XXXI Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração – EnANPAD**, Rio de Janeiro-RJ, 2007.

ALTONJI, J.G.; ELDER, T.E.; TABER, C.R.. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 151-184, 2005.

ANUATTI NETO, F.; FERNANDES, R.; PAZELLO, E. Avaliação dos Salários dos Professores da Rede Pública de Ensino Fundamental em Tempos de FUNDEF. **Anais do XXX Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, Nova Friburgo-RJ, 2002.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. Retorno da Educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n.1, 2008.

BARROS, R. P.; MENDOÇA, R.; DOS SANTOS, D. M.; QUINTAIS, G. **Determinantes do Desempenho Educacional no Brasil**. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2001/td_0834.pdf. Acesso em: 26 out. 2010.

BECKER, S.O.; CALIENDO, M. Sensitivity analysis for average treatment effect. **Stata Journal**, v. 7, n. 1, p. 71–83, 2007.

BLUNDELL, R.; DEARDEN, L.; SIANESI, B. Evaluating the impact of education on earnings in the UK: models, methods and results from the NCDS. **Journal of the Royal Statistical Society, Series A**, v. 168, n. 3, p. 473–512, 2005.

BLUNDELL, R.; COSTA-DIAS, M. Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics. **Journal of Human Resources**, v. 44, n. 3, 2009.

BRESSER-PEREIRA, L. C.. Da Administração Pública Burocrática à Gerencial. **Revista do Serviço Público**, v. 47, n. 1, 1996.

CALIENDO, M.; HUJER, R.; THOMSEN, S. The employment effects of job creation schemes in Germany – a microeconomic evaluation. **IZA Discussion Paper**, Nº. 1512, 2007.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S.. Some Practical Guidance for The Implementation of Propensity Score Matching. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, p. 31–72, 2008.

CASE, A.; DEATON. A.. School Inputs and Educational Outcomes in South Africa. **Quarterly Journal of Economics**, v.114, n. 3, p. 1047-1084, 1999.

COLEMAN, J.S.; HOFFER, T.; KILGORE, S.. **High School Achievement: Public, Catholic and Private Schools Compared**. Basic Books. 1982. Disponível em: <http://www.questia.com/PM.qst?a=o&d=100282593>. Acesso em: 21 out. 2010.

COLEMAN, J. S., CAMPBELL, E. Q., HOBSON, C. J., MCPARTLAND, J., MOOD, A. M., WEINFELD, F. D., & YORK, R. L. (1966). **Equality of educational opportunity**. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.

CRUMP, R.; HOTZ V. J.; IMBENS G.; MITNIK, O. Dealing with Limited Overlap in Estimation of Average Treatment Effects. forthcoming **Biometrika**, 2008.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A.. Determinantes dos Gastos com Educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 1, 2010.

DEHEJIA, R.; WABBA, S. Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs. **Journal of the American Statistical Association**, v. 94, p. 1053-1062, 1999.

DIPRETE, T.; GANGL, M.. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. **Sociological Methodology**, v 34, p. 271–310, 2004.

DUFOUR, J-M; HSIAO C., "**identification**", "The New Palgrave Dictionary of Economics", Eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume, Palgrave Macmillan, 2008.

EVANS, W.; SCHWAB R. M. Finishing High School and Starting College: Do Catholic Schools Make a Difference? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 941-974, 1995.

FELÍCIO, F.; FERNANDES, F. **O Efeito da Qualidade da Escola sobre o Desempenho Escolar: Uma Avaliação no Ensino Fundamental no Estado de São Paulo**. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/anp/en2005/157.html>. Acesso em: 21 out. 2010.

FERGUNSON, R.F. Paying for public education: New evidence on how and why money matters. **Harvard Journal on Legislation**, v28, n. 2, p. 465-498, 1991.

FRANÇA, M. T. A.; GONÇALVES, F. O.. Provisão pública e privada de educação fundamental: diferenças de qualidade medidas através de propensity score matching. In: **XXXVII Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, 2009.

FRANCO, A. M. P.. **Os determinantes da qualidade da educação no Brasil**. Tese de Doutorado da Universidade de São Paulo-USP, 2009.

HAMMOND, L. D. Teacher Quality and Student Achievement: **A Review of State Policy Evidence**. Disponível em:

<http://www.politicalscience.uncc.edu/godwink/PPOL8687/WK11March%2029%20Teachers/DarlingHammond%20Review%20essay%20on%20teacher%20quality%20and%20outcomes.pdf>. Acesso em: 26 out. 2010.

HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L.. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v 46, n.3, p. 607-668, 2008.

HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Pay, **Working Conditions and Teacher Quality**. Disponível em: <http://www.jstor.org/pss/4150020>. Acesso em: 26 out. 2010.

HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Does Public School Competition Affect Teacher Quality? Chicago: University of Chicago Press, **The Economics of School Choice**, pp. 23-47, 2003.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of Economic Studies**, v. 65, n. 2, p. 261–294, 1998.

HECKMAN, J. Econometric of Causality. **International Statistical Review** v. 76, n. 1, p. 1–27, 2008.

HOXBY, C. M. Do Private Schools Provide Competition for Public Schools? **NBER working paper**, no. 4978, 1994.

HOXBY, C. M. The effects of class size on student achievement: new evidence from population variation. **Quarterly Journal of Economics**, v.116, p. 1239–1286, 2000a.

HOXBY, C. M. Does competition among public schools benefit students and taxpayers. **The American Economic Review**, v.90, n. 5, p. 1209-1238, 2000b.

HOXBY, C. M. The Economics of School Choice, **Chicago: University of Chicago Press**, 2003. Disponível em: <http://www.nber.org/books/hox03-1>. Acessado em: 10 de Janeiro de 2011.

HOXBY, C. M.; LEIGH, A.. Pulled Away or Pushed Out? Explaining the Decline of Teacher Aptitude in the United States. **American Economic Review**, v. 94, n. 2, p. 236–240, 2004.

ICHINO, A.; MEALLI, F.; NANNICINI, T. From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity. **IZA Discussion Paper**, Bonn, No. 2149, 2006.

IMBENS, G.. Sensitivity to exogeneity assumptions in program evaluation. **American Economic Review**, v. 93, n. 2, p. 126–132, 2003.

IMBENS, G.. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: a review. **Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p 4–29, 2004.

IMBENS, G.; J. ANGRIST. Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. **Econometrica**, v. 61, n. 2, p. 467-476, 1994.

IMBENS, J.; WOODRIDGE, J.. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. **Journal of Economic Literature**, v. 47, n. 1, p. 5–86, 2009.
<http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/jel.47.1.5>

IMBENS, G. The role of the propensity score in estimating dose–response functions. **Biometrika**, v. 87, n. 3, p. 706–710, 2000.

INEP. **Primeiros Resultados**: Médias de desempenho do SAEB/2005 em perspectiva Comparada. Publicações do INEP, 2007. Disponível em:
http://www.inep.gov.br/download/saeb/2005/SAEB1995_2005.pdf. Acesso em: 21 out. 2010.

KHANDKER, S.; KOOLWAL, G.; SAMAD, H. Handbook on Impact Evaluation. **World Bank**, Washington DC, 2010.

LALONDE, R. Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data. **American Economic Review**, v. 76, p. 604-620, 1986.

LECHENER, M. Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification. **Journal of Business Economic Statistics**, v. 17, n. 1, p. 74–90, 1999.

_____. Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption. **Econometric Evaluation of Labour Market Policies**, Heidelberg, p. 1–18, 2001.

LOEB, S.; PAGE, M. E. **Examining the Link Between Teacher Wages and Student Outcomes**: The Importance of Alternative Labor Market Opportunities and Non-Pecuniary Variation. Disponível em:
<http://www.econ.ucdavis.edu/faculty/mepage/econ250b/examining%20the%20link%20betwen%20wages%20and%20quality%20in%20the%20teacher%20workforce.pdf>. Acesso em: 26 out. 2010.

LONG, J. S.; FREEZE, J.. **Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata Stata**. Sata Press, 2001.

MANSKI, C. Anatomy of the Selection Problem. **The Journal of Human Resource**, v. 24, p. 343-360, 1989.

_____. Nonparametric Bounds on Treatment Effects. **American Economic Review Papers and Proceedings**, v. 80, p. 319-323, 1990.

_____. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection problem. **Review of Economic Studies**, v. 60, p 531-542, 1990.

_____. Monotone Treatment Rspnse. **Econometrica**, v. 65, p. 1311-1334, 1997.

_____. **Identification for Prediction and Decision**. Princeton University Press, Princeton, 2008.

MANSKI, C.; PEPPER, J. V. Monotone Instrumental Variable: With an Application to the Returns to Schooling. **Econometrica**, v. 68, p. 997-1010, 2000.

MARTINS, S. P.. **Direito processual do trabalho**. São Paulo: Atlas, 2001.

MENEZES-FILHO, N. (2001). **Os Determinantes do Desempenho Escolar no Brasil**. Disponível em:

http://veja.abril.com.br/gustavo_ioschpe/arquivos_270908/Menezes- Acesso em: 21 out. 2010.

MORGAN, S. L.; WINSHIP, C. **Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research (Analytical Methods for Social Research)**. Cambridge University Press, 2007.

MORICONI, M. G.; MARCONI, N. Os salários dos professores públicos são atrativos no Brasil? **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, Salvador-BA, 2010.

NANNICINI, T. A Simulation-Based Sensitivity Analysis for Matching Estimators. **The Stata Journal**, v. 7, n.3, p. 334-350, 2007.

NANNICINI, T. SENSATT: **Stata module to compute sensitivity for matching estimators**. Stata program, 2006. Disponível em:

<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456747.html> . Acesso em: 26 out. 2010.

NERI, M. **Motivos da Evasão Escolar no Brasil**. Disponível em:

<http://www.ufgd.edu.br/faed/nefope/publicacoes/pesquisa-motivos-da-evasao-escolar>. Acesso em: 21 out. 2010.

NUNES, G. S.; VEIGA, J.; BARRETO, D.; BOAS, A. A. V; Motivação: O estudo dos fatores que influenciam os indivíduos a optar por ingressar em organização do setor público, do ramo de energia. **Gestão & Regionalidade**, v 24, n 72, 2008.

PIRES, J.C. de S.; MACÊDO, K.B. Cultura organizacional em organizações públicas no Brasil. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 1, p. 81-104, 2006.

RIVKIN, S. G., HANUSHEK, E. A., KAIN, J. F. Teachers, Schools, and Academic Achievement. **Econometrica**. v. 73, n. 2, p. 417-58, 2005.

ROSENBAUM, P.R. **Observational Studies**. Springer, New York, 2002.

ROSENBAUM, P.R.; and RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41–50, 1983a.

_____. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, v. 45, p. 212–218, 1983b.

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

SPRIETSMA, M.; WALTENBERG, F.. The effect of teachers' wages on student achievement. Evidence from Brazil. In: **Jürgen Backhaus, Raul Eamets, Jüri Sepp** , **Advances in the economics of education: on markets and post-transformation issues**, Münster, 2009.

TABER, C.; FRENCH, E.. **Identification of Models of the Labor Market**. Federal Reserve Bank of Chicago, 2010. Disponível no site:
http://www.chicagofed.org/digital_assets/publications/working_papers/2010/.
 Acessado em: 10 de Janeiro de 2011.

TABER, C.; FRENCH, E.. **Identification of Models of the Labor Market**. Federal Reserve Bank of Chicago, 2010. Disponível no site:
http://www.chicagofed.org/digital_assets/publications/working_papers/2010/

TODD, P. Evaluating Social Programs with Endogenous Program Placement and Selection of the Treated. In: **Handbook of Development Economics**, v. 60, n. 4, p. 3847-389, 2008.

ZOGHBI, A. C.; MENEZES, R. T; FELÍCIO, F.. Produtividade Relativa dos Setores Público e Privado em Educação: Impacto sobre a Escolha da Escola pela Família. In: **XXXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, 2010.

WEBBINK, D. Causal Effects in Education. **Journal of Economic Surveys**, v. 19, p. 535–560, 2005.