

O Efeito da Escola e os Determinantes do Rendimento Escolar: Uma análise dos resultados dos estudantes brasileiros nas últimas três edições do PISA

Fabiana Alves^a e Osvaldo Candido^b

Resumo

Nas últimas décadas, as avaliações educacionais de larga escala nacionais e internacionais têm ganhado destaque no Brasil, se tornando importantes ferramentas para avaliar a qualidade do sistema educacional. Utilizando como abordagem empírica a aplicação do modelo multinível aos dados do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) de 2009, 2012 e 2015, este estudo pretende identificar alguns determinantes do rendimento escolar. Os resultados mostraram que o background familiar, as características do aluno e o perfil da comunidade escolar (efeito dos pares) são fundamentais para explicar a variação observada no desempenho dos estudantes. Já em relação aos insumos escolares, as variáveis que mais se destacaram foram a disponibilidade de recursos pedagógicos e a autonomia escolar para alocação de recursos. Por fim, constatou-se que uma parte considerável da variação no rendimento dos alunos é explicada pela diferença entre as escolas (efeito escola), que foi estimada em 0,11 para a área de Ciências, 0,18 para Leitura e 0,21 para Matemática.

Palavras-chave: Modelo Multinível, Efeito Escola, Efeito dos Pares, Avaliações de larga escala, determinantes do sucesso escolar

Classificação JEL: C31, I21 e D01

Abstract

In the last decades, national and international large-scale educational evaluations have gained prominence in Brazil, becoming important tools to evaluate the quality of the educational system. Using as an empirical approach the application of multilevel modelling to data of the Programme for International Student Assessment (PISA) of 2009, 2012, and 2015, this study intends to identify some determinants of school performance. The results showed that the family background, student characteristics, and school community profile (peer effect) are fundamental to explain the observed variation in student performance. Regarding school supplies, the variables that stood out most were the availability of pedagogical resources and the school autonomy for allocation of resources. Finally, it was found that a considerable part of the variation in the students' outcome is explained by the difference between schools (school effect), which was estimated at 0.11 for the Science area, 0.18 for Reading, and 0.21 for Mathematics.

Keywords: Multilevel Model, School Effect, Peer Effect, Large Scale Evaluations, Determinants of School Success

JEL Codes: C31, I21 e D01

Área: 8 Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

a Doutorando em Economia UCB e Pesquisadora-Tecnologista em Informações e Avaliações Educacionais do Inep, fabiana.alves@inep.gov.br.

b Professor do programa de Doutorado em Economia da UCB, osvaldoc@ucb.br.

1. Introdução

A literatura sobre desenvolvimento econômico tem destacado a estreita relação entre o crescimento econômico de um país e o nível educacional da população. Mankiw et al. (1992), Mincer (1974), Ferreira, Issler e Pessoa (2003) e Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010) são alguns exemplos de estudos que encontraram uma relação positiva entre medidas de escolaridade e crescimento econômico. O conhecimento pode ser, portanto, considerado um potencializador que atua de forma relevante sobre a força de trabalho, influenciando a capacidade produtiva de um país, região ou empresa.

Hanushek e Woessmann (2008 e 2012) aprimoraram a discussão sobre o impacto da educação no desenvolvimento econômico. Para esses autores, a variável média de anos de escolaridade, muito embora utilizada em diversos estudos como principal *proxy* para medida de capital humano, é bastante frágil, uma vez que um ano de escolarização em sistemas educacionais distintos (Peru e Cingapura, por exemplo) podem proporcionar um aumento de conhecimentos e competências também distintos. Eles mostram que as habilidades cognitivas da população estão mais fortemente relacionadas aos ganhos individuais, à distribuição de renda e ao crescimento econômico do que à quantidade de anos de estudo. Desta forma, torna-se imperativo não apenas a garantia de acesso e permanência dos estudantes na escola como também a existência de um sistema de ensino que propicie uma boa qualidade de aprendizado.

O Brasil apresentou nas últimas décadas grandes avanços no que diz respeito ao acesso à escola, tendo o Ensino Fundamental sido praticamente universalizado. Houve também um significativo aumento de acesso da população entre 15 e 17 anos, que passou de 62,5% em 1995 para 84,3% em 2015¹. Uma expressiva expansão também foi observada no Ensino Superior, com um aumento de matrículas em cursos superiores presenciais e a distância de 3.036.113, em 2001, para 6.379.299, em 2010². Essa expansão do acesso à educação contribuiu de forma expressiva para o aumento da escolaridade média da força de trabalho brasileira, que passou de uma média de 5,7 anos de estudo em 1992 para 8,8 anos em 2012³. Todavia, apesar dos importantes avanços em relação ao acesso, a qualidade da educação ofertada ainda é bastante precária, o que pode ser constatado a partir dos resultados alcançados pelos estudantes brasileiros em avaliações periódicas de larga escala nacionais e internacionais, como o Saeb⁴ e o PISA⁵. Em todas as edições do PISA, por exemplo, a proficiência média dos brasileiros nas avaliações de Matemática, Leitura e Ciência ficou muito abaixo da média dos países membros da OCDE, e até mesmo de países com situação econômica similar à nossa.

Os dados provenientes de avaliações de larga escala têm sido amplamente empregados em estudos educacionais, sociais e econômicos e o desempenho dos estudantes é tido como uma das principais *proxies* para a qualidade do sistema educacional. Assumindo que tais avaliações representam bons indicadores da qualidade do ensino ofertado, considera-se importante identificar quais são os determinantes do rendimento escolar. Soares (2004) afirma que os fatores que determinam o desempenho cognitivo pertencem a três grandes categorias: aqueles associados à estrutura escolar, os relacionados à família e os relacionados ao próprio aluno. Nesse estudo é

1 Dado proveniente do site Todos pela Educação (<http://www.todospelaeducacao.org.br/>)

2 Dados provenientes do Censo da Educação Superior 2010 / Inep-MEC.

3 Dados provenientes Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2012.

4 Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb) é a primeira avaliação de larga escala realizada no Brasil. O público alvo são os estudantes matriculados no final de cada ciclo da educação básica e atualmente a avaliação é realizada a cada dois anos. Maiores detalhes podem ser encontrados em www.inep.gov.br

5 O Programa Internacional de Avaliação de Estudantes – PISA – é uma avaliação trienal dos estudantes de 15 anos coordenada pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Para maiores detalhes: <http://www.oecd.org/pisa/>

apresentado um modelo conceitual que mostra como os fatores intraescolares e extraescolares estão associados ao desempenho cognitivo dos alunos.

No Brasil há vários estudos que buscam identificar esses determinantes, muitos deles utilizando os dados do Saeb, principal avaliação de larga escala nacional (Ferrão et al., 2001; Soares, César e Mambrini, 2001; Albernaz, Ferreira e Franco, 2002; Soares e Collares, 2006). Um ponto comum entre estes estudos é a constatação da grande importância do background familiar sobre o desempenho do aluno. Em relação aos insumos escolares, Soares e Candian (2007), utilizando dados do Saeb e do PISA realizados em 2003, avaliam o efeito das escolas brasileiras no desempenho dos estudantes. Os autores ressaltam que as escolas brasileiras são muito distintas e que isso se deve à segmentação socioeconômica, além de enfatizarem a importância da gestão escolar na promoção de atividades que utilizem os recursos pedagógicos existentes, de forma adequada a garantir uma melhoria do desempenho cognitivo dos alunos.

Estudos internacionais também destacam as características do estudante e do seu grupo familiar como principal determinante do sucesso escolar. Já em relação ao papel dos insumos escolares, não há um consenso. O Relatório Coleman (Coleman et al., 1966), um dos primeiros estudos a relacionar o rendimento dos estudantes em testes que mediam competências verbais e não verbais com as características do estudante, da família, da escolas e perfil dos docentes, concluiu que as diferenças de desempenho seriam explicadas em maior medida pelas variáveis socioeconômicas do que pelas características do estabelecimento de ensino. Posteriormente, Hanushek, Rivkin e Taylor (1996), a partir de uma vasta revisão de estudos anteriores e de novas análises empíricas, concluíram que artigos que indicam uma relação positiva e significativa entre os insumos educacionais e a performance dos estudantes utilizavam dados com tal grau de agregação que acabavam por inflar os coeficientes estimados. Já para os estudos nos quais os dados empregados possuem um baixo nível de agregação, as evidências de quaisquer relações positivas entre as características da escola e o desempenho se mostram bem menores. Contrapondo estes dois estudos, Hedges, Laine, Greenwald (1994, 1996a, b) e Dewey, Husted e Kenny (2000) encontraram efeito significativo dos fatores relacionados aos insumos escolares na produtividade dos alunos.

Atualmente, o modelo multinível tem se destacado como metodologia empírica para detecção de fatores ligados ao desempenho⁶. As vantagens desta metodologia, entre outras, é considerar a estrutura hierárquica presente nos dados de avaliações educacionais e permitir a avaliação dos efeitos do indivíduo e do grupo ao qual pertencem, possibilitando a identificação do efeito das escolas sobre o desempenho dos estudantes. Hanchane e Mostafa (2012) empregam este modelo em dados de três países europeus que participaram do PISA 2003 para identificar os fatores associados ao desempenho dos estudantes. Esses autores exploram problemas de endogeneidade na estimativa de vários níveis de funções de produção de educação e propõe uma metodologia robusta que permite superar o viés provocado pela omissão de variáveis relacionadas ao perfil da comunidade atendida pela escola.

Considerando a realidade do sistema educacional brasileiro, um dos objetivos deste estudo é avaliar o efeito da escola sobre o desempenho de seus estudantes. Este efeito seria melhor quantificado se houvessem estudos longitudinais de larga escala, com mensuração do desempenho dos estudantes no momento em que entram na escola e quando saem dela. Como pesquisas deste tipo não estão disponíveis, a alternativa é trabalhar com dados de pesquisas transversais. Para este estudo serão utilizados os dados brasileiros das últimas três edições do PISA (2009, 2012 e 2015) e o modelo multinível será empregado na abordagem empírica. Além de medir o efeito escola, o estudo pretende ainda identificar alguns fatores relacionados ao rendimento dos estudantes.

O artigo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 é dedicada à abordagem metodológica, com uma breve discussão sobre o Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) e os indicadores utilizados para explicar a variação observada no desempenho dos estudantes. A descrição

6 Alguns exemplos de estudos que empregam esta abordagem: Ferrão et al. (2001); Soares, César e Mambrini (2001) e Albernaz, Ferreira e Franco (2002).

da técnica de modelagem multinível também é apresentada nesta seção. Os modelos ajustados para cada uma das três edições da avaliação, bem como a discussão dos resultados da pesquisa podem ser encontrados na seção 3. A seção 4 é dedicada às conclusões do estudo.

2. Metodologia: Dados e Modelo Empírico

A provisão de serviços educacionais, como outros serviços em economia, é o produto resultante da combinação dos fatores envolvidos na sua geração. A tecnologia de geração deste serviço pode ser muito complexa e sujeita a choques aleatórios vindos de redefinições de políticas educacionais, condições econômicas em setores relacionados e até conflitos políticos, que certamente podem interferir na qualidade do sistema educacional de um país ou região.

O conceito de Função de Produção, que advém de fundamentos sobre a Teoria da Firma, tem sido bastante empregado na área educacional desde o estudo de Coleman (1966). Uma função de produção de educação pode ser formulada como sendo uma combinação de diversos fatores que maximizam a qualidade da transmissão de conhecimentos aos estudantes, por meio de um modelo que esquematize a relação entre os insumos educacionais (*inputs*) e o resultado do sistema educacional sobre o aluno (*outputs*). Existem vários *outputs* possíveis para a função de produção de educação e estes dependerão do nível de agregação dos dados, sendo que uma das principais *proxies* utilizadas atualmente é o rendimento dos estudantes em testes padronizados. Todavia, indicadores como Ideb⁷, Taxa de distorção idade-série⁸, sucesso no mercado de trabalho ou aprovação em vestibulares podem ser utilizados com esta finalidade. Em relação aos *inputs* podem ser explorados diversos fatores que podem ser agrupados em três grandes dimensões:

- (i) Fatores relacionados ao indivíduo (*I*). Para esta dimensão, podem-se utilizar variáveis que mensurem características do aluno como o comprometimento e dedicação do estudante, o interesse ou gosto pela escola e pelas disciplinas cursadas, o tempo dedicado aos estudos, o interesse por leitura e Tecnologia de Informação e Comunicação (TIC), se é repetente e se já abandonou os estudos.
- (ii) Fatores relacionados à família do estudante (*S*). Para retratar esta dimensão, podem ser utilizadas características como condições econômicas da família do estudante, renda ou ocupação dos pais, estrato social ao qual a família pertence, o grau de instrução dos pais, posse de bens domésticos, estrutura e situação da residência, entre outras.
- (iii) Fatores relacionados ao estabelecimento de ensino (*E*). Em relação aos insumos escolares que possam afetar o desempenho, destacam-se a infraestrutura física, a existência de recursos pedagógicos como materiais didáticos, salas de leitura, bibliotecas, laboratórios de informática e de ciências, a relação entre a quantidade de estudante e professores, a média de alunos por turma, o nível de instrução do corpo docente, o comprometimento e a dedicação dos funcionários, a autonomia para gerir os recursos humanos e financeiros, entre outros.

7 O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) foi criado pelo Inep em 2007 e considera em seu cálculo duas dimensões importantes da qualidade da educação: o fluxo escolar e as médias de desempenho nas avaliações do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb). Maiores detalhes metodológicos sobre o Ideb podem ser encontrados no [link: http://download.inep.gov.br/educacao_basica/portal_ideb/o_que_e_o_ideb/Nota_Tecnica_n1_concepcaoIDEB.pdf](http://download.inep.gov.br/educacao_basica/portal_ideb/o_que_e_o_ideb/Nota_Tecnica_n1_concepcaoIDEB.pdf)

8 A taxa de Distorção Idade-Série é um indicador calculado a partir dos dados do Censo da Educação Básica (<http://portal.inep.gov.br/web/guest/educacao-basica>) que mensura a proporção de alunos com mais de dois anos de atraso escolar.

Desta forma, pode-se considerar uma função de produção educacional de forma genérica como sendo:

$$R = f(I, S, E)$$

em que R representa o rendimento do aluno na avaliação do PISA e é função das características do estudante, do seu grupo familiar e dos insumos escolares.

2.1. Dados: PISA

O PISA é uma avaliação educacional de larga escala coordenada pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), realizada a cada três anos desde o ano 2000. A população alvo é formada por estudantes de 15 anos⁹ de idade matriculados em alguma instituição de ensino a partir do sétimo ano de estudo. Essa faixa etária foi escolhida por corresponder ao final da educação obrigatória na maioria dos países participantes e é considerada uma fase em que os alunos já deveriam ter adquirido conhecimentos e habilidades essenciais para a participação ativa na sociedade moderna.

A avaliação é focada em três áreas cognitivas: Ciências, Matemática e Leitura. A cada edição, uma das áreas é abordada com maior grau de aprofundamento. A área de Leitura foi destaque na primeira edição de 2000 e novamente em 2009. Nas edições de 2003 e 2012 o foco foi em Matemática e, em 2006 e 2015, o foco foi em Ciências. Além dos testes que avaliam a proficiência dos estudantes nestas três áreas, são aplicados questionários de contexto que mensuram vários aspectos relacionados ao aluno, ao professor, à escola e à gestão escolar. O conjunto de instrumentos aplicados nesta avaliação é utilizado na construção de indicadores sobre o perfil básico de conhecimento e habilidade dos estudantes nas três áreas avaliadas, além de indicadores demográficos, sociais e educacionais que auxiliam na explicação das diferenças entre estudantes com respeito ao rendimento observado.

Para este trabalho utilizaram-se os dados de estudantes brasileiros em três edições do PISA: 2009, 2012 e 2015. Para cada uma dessas edições foi considerado o rendimento na área foco daquele ano, ou seja, em 2009 considerou-se o desempenho em Leitura, 2012 em Matemática e 2015 em Ciências. Para explicar a variação observada no desempenho dos estudantes foram considerados 7 indicadores baseados no questionário do estudante, sendo que 5 representam características do estudante e de sua família e dois representam a percepção do aluno sobre o clima disciplinar na sala de aula. Os demais estão ligados aos insumos escolares e foram extraídos do questionário respondido pelo diretor da instituição de ensino ou por alguém indicado por ele. No Quadro 2.1 é apresentada uma descrição sintética destes indicadores e a dimensão à qual pertencem.

O indicador ESCS, construído com base em informações de escolaridade e ocupação dos pais e posse de bens domésticos, recursos educacionais e culturais, é uma das *proxies* mais utilizadas para o background familiar, enquanto as variáveis REPEAT (Reprovação), JOYREAD (Gosto por leitura), PERSEV (Perseverança) e JOYCIE (Gosto por Ciências) se referem a características do aluno. A reprovação pode ser considerada uma *proxy*, mesmo que frágil, para o desempenho do estudante em períodos anteriores. Além da reprovação, em cada edição foi incluída outra variável que caracterizasse o estudante. Para 2009 e 2015 utilizou-se o gosto do aluno pelas áreas foco avaliadas nestes anos, enquanto para 2012, como está variável não estava presente, optou-se por utilizar uma outra que mensurava o grau de dedicação do aluno. É importante mencionar que outras variáveis ligadas ao estudante e não incluídas nesse estudo se mostraram significativas em algumas configurações ajustadas. Entretanto, incluir todas implicaria numa perda amostral bastante elevada. Nesse sentido, procurou-se dosar a inclusão de variáveis de acordo com as perdas amostrais observadas, como será visto mais adiante na seção de resultados.

⁹ A idade de 15 anos é apenas uma referência. São elegíveis alunos que no momento da aplicação do teste têm idade entre 15 anos e 3 meses e 16 anos e 2 meses.

Quadro 2.1 – Descrição e dimensão dos indicadores conforme modelo empírico

Indicador	Descrição	Ano	Dimensão
ESCS	Índice de status econômico, social e cultural.	2009/2012/2015	Família
REPEAT	Variável <i>dummy</i> que indica se o estudante é repetente (1) ou não (0).	2009/2012/2015	Aluno
JOYREAD	Índice que mede o quanto o estudante gosta de ler.	2009	
PERSEV	Indicador de nível de Perseverança/Dedicação do estudante.	2012	
JOYSCIE	Índice que mede o quanto o estudante gosta de aprender sobre ciências.	2015	
DISCLIMA	Percepção do aluno sobre o clima disciplinar na sala de aula.	2009/2012	
DISCLISCI	Percepção do aluno sobre o clima disciplinar nas aulas de Ciências.	2015	Escola
STRATIO	Razão entre o número de estudantes e professores da escola.	2009/2012/2015	
SCMATEDU	Índice de Recursos Educacionais.	2009/2012	
SCIERES	Índice de disponibilidade de recursos para a área ciências.	2015	
RESPRES	Índice de autonomia escolar para alocação de recursos.	2009/2012/21015	
PROPQUAL	Variável que indica o percentual de professores com nível superior na escola	2009/2012	
PROAT5AM	Percentual de professores com Mestrado na escola	2015	
TCSHORT	Índice sobre o deficit de professores.	2009/2012	
STAFFSHORT	Índice sobre o deficit de professores e assistentes.	2015	

Em relação aos insumos escolares que compõem a terceira dimensão do modelo teórico, optou-se por utilizar indicadores que abordassem questões relacionadas à existência e à qualidade dos recursos pedagógicos (SCMATEDU e SCIERES), ao ambiente escolar na visão do aluno (DISCLIMA e DISCLISCI), à razão entre número de estudantes e professores (STRATIO), à formação do corpo docente (PROPQUAL e PROAT5M), ao deficit de professores (TCSHORT e STAFFSHORT) e à autonomia em relação aos gastos (RESPRES). Além destas características puras da escola, algumas das variáveis relacionadas aos estudantes e sua família foram agregadas através da média por instituição de ensino, a saber ESC, REPEAT e DISCLIMA/ DISCLISCI. A variável MESC (média de ESC) é uma *proxy* para o perfil socioeconômico e cultural da comunidade escolar, enquanto MREPEAT (média de REPEAT) é uma *proxy* para a proporção de estudantes repetentes atendidos pela escola e MDISCLIMA/MDISCLICI representam a média da percepção dos alunos sobre o clima disciplinar na sala de aula. A agregação de características do aluno e sua família é também conhecida como efeito dos pares e vem sendo bastante empregada para retratar o perfil da comunidade atendida pela escola e eliminar possíveis problemas de endogeneidade, discutidos a seguir.

2.2. Modelo Multinível

Os modelos multinível, também conhecidos como modelos hierárquicos ou modelos de efeitos aleatórios, são indicados para analisar dados que apresentem uma estrutura hierárquica. Na maioria das avaliações educacionais de larga escala essa hierarquização é facilmente observada, uma vez que os alunos são agrupados em turmas e as turmas, por sua vez, são organizadas em escolas.

O uso de modelos de Regressão Múltipla (OLS) em dados que apresentam este tipo de estrutura pode levar a inferências distorcidas e inconsistentes. Segundo Soares, César e Mambrini, (2001) a utilização de um modelo que incorpora a estrutura hierárquica presente nos dados apresenta as seguintes vantagens: (1) obtenção de melhores estimativas para os parâmetros relativos a unidades específicas, pois por meio do modelo hierárquico é possível obter uma equação para cada escola, fazendo assim uso de toda a informação presente na amostra de forma eficiente; (2) possibilidade de formular e testar hipóteses relativas a efeitos entre níveis; (3) partição da variância em componentes,

ou seja, para um modelo com três níveis, tem-se a variância do nível 1 (alunos), variância do nível 2 (turmas) e variância do nível 3 (escolas).

Para este estudo são considerados apenas dois níveis, alunos e escolas, uma vez que a população de referência do PISA é composta por alunos de 15 anos matriculados a partir do 7º ano, o que faz com que os participantes possam não pertencer à mesma turma ou mesmo estarem matriculados em etapas distintas.

A estrutura multinível considerado na modelagem dos dados é apresentada a seguir:

Nível 1– Estudante: $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij}$

Nível 2 – Escola: $\beta_{0j} = c + \gamma K_j + \delta \bar{X}_{.j} + V_j$,

onde

Y_{ij} : Desempenho/Rendimento do estudante i atendido pela escola j ;

X_{ij} : Vetor com as características do estudante i atendido pela escola j ;

$\bar{X}_{.j}$: Vetor contendo os efeitos de pares para cada escola j (agregação das características do estudante por escola);

K_j : Vetor com características puras para a escola j ;

V_j : erro aleatório referente ao nível 2 (escola) associado ao intercepto;

ε_{ij} : erro aleatório associado ao estudante i atendido pela escola j .

O modelo pode ainda ser reescrito da seguinte forma: $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta X_{ij} + \gamma K_j + \delta \bar{X}_{.j} + \varepsilon_{ij}$, em que $\beta_{0j} = c + V_j$. Esta estrutura corresponde a um modelo multinível com intercepto aleatório, ou seja, o intercepto se divide em dois elementos: um fixo e outro aleatório. O elemento fixo (c) representa o intercepto global, que é constante para todas as escolas e corresponde a média dos interceptos β_{0j} . O termo V_j , a parte aleatória, representa o quanto a escola j está distante do intercepto global. A componente aleatória pode ser interpretada como efeito único da escola j em relação à média global e é devida às características da escola que não são observáveis.

Para o uso do modelo multinível pressupõe-se que: (1) O termo de erro do nível 1, ε_{ij} , é independente das variáveis explicativas do modelo, ou seja, $cov(X_{ij}, \varepsilon_{ij}) = 0$, $cov(\bar{X}_{.j}, \varepsilon_{ij}) = 0$ e $cov(K_j, \varepsilon_{ij}) = 0$; (2) O efeito aleatório ou termo de erro do nível 2, V_j , é também não correlacionado com as variáveis independentes, ou seja, $cov(X_{ij}, V_j) = 0$, $cov(\bar{X}_{.j}, V_j) = 0$ e $cov(K_j, V_j) = 0$; (3) ε_{ij} é independente e normalmente distribuído com média 0 e variância constante σ^2 ($\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$); (4) V_j é independente entre escolas e normalmente distribuído com média zero e variância constante τ^2 ($V_j \sim N(0, \tau^2)$); (5) os termos de erro do nível 1 e 2 são independentes entre si, ou seja, a $cov(\varepsilon_{ij}, V_j) = 0$.

Para as situações em que o pressuposto de independência entre os termos de erro e as variáveis explicativas não é atendido, o modelo pode apresentar problemas de endogeneidade. Isso pode ocorrer quando variáveis omitidas ou não observadas diretamente e que afetam o desempenho do estudante estão correlacionadas com variáveis independentes incluídas no modelo, sendo então absorvidas pelos termos de erro. No caso do modelo multinível, o problema de endogeneidade pode ocorrer nos dois níveis. A endogeneidade de nível 1 ocorre quando alguma variável explicativa apresenta correlação com termo de erro do nível 1, ε_{ij} . Já a Endogeneidade no nível 2 ocorre quando essa correlação é com o termo de erro do nível 2, V_j .

Hanchane e Mostafa (2012) estudaram problemas de endogeneidade em modelos multinível aplicados a uma função de produção de educação. Nesse trabalho foram utilizados dados do PISA

2003 e os autores exploraram problemas de endogeneidade no nível 2, ou seja, quando as variáveis independentes incluídas no modelo apresentam correlação com o termo aleatório V_j . Eles encontraram problemas de endogeneidade para dois dos três países considerados no estudo e, segundo eles, este problema se deve ao fato das características incluídas dos alunos estarem relacionadas com variáveis escolares omitidas, ou seja, $cov(V_j, X_{ij}) \neq 0$.

Para eliminar o problema de endogeneidade, Hanchane e Mostafa (2012) sugerem a inclusão do chamado “Efeito dos Pares” no modelo. Esse efeito consiste na inclusão de variáveis no nível 2 (escola) construídas a partir da média das variáveis do nível 1 (aluno). Essas variáveis são consideradas pelos autores como *proxies* para as variáveis escolares omitidas que causam o problema de endogeneidade. Diversos pesquisadores também recomendam a inclusão de variáveis agregadas a partir das características dos estudantes, pois elas retratam o perfil da comunidade escolar, o que também é considerado na literatura educacional como um dos principais determinantes do rendimento escolar.

Um conceito importante usado em modelos com estrutura hierárquica aplicados a dados educacionais é o chamado efeito escola. Como dito anteriormente, uma das grandes vantagens desta metodologia é permitir a avaliação do efeito individual e do efeito do grupo. Desta forma, o efeito escola é usado para descrever o impacto da instituição de ensino sobre o desempenho dos seus alunos e pode ser calculado a partir das componentes de variação devida a cada um dos níveis do modelo:

$$\rho = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2}$$

O termo τ^2 , $Var(V_j)$, representa a variação observada “entre as escolas”. Já o termo σ^2 ($Var(\varepsilon_{ij})$) se refere à variação entre estudantes “dentro das escolas” e o indicador ρ , denominado correlação intraclasse, representa a parcela da variabilidade que é devida à variação observada entre as escolas. Soares e Candian (2007) sugerem que a denominação mais adequada para este indicador seria “índice de dissimilaridade entre escolas”, pois valores próximos de 1 indicam que as escolas são muito diferentes em termos do desempenho de seus alunos, ou seja, o efeito escola é elevado, enquanto valores próximos de zero indicam que as escolas são similares entre si.

3. Resultados

Apesar de cada edição do PISA apresentar o desempenho dos estudantes para as três áreas avaliadas pelo programa, optou-se por utilizar os resultados da área que foi foco em cada aplicação. Desta forma, os modelos ajustados para 2009 consideram os resultados dos estudantes na área de leitura, para 2012 o rendimento em matemática e para 2015 em ciências. Para cada edição foram ajustados 3 modelos básicos com e sem o efeito dos pares. A escolha de 3 configurações para cada ano se deve à excessiva perda amostral observada à medida que variáveis eram incluídas no modelo, especialmente aquelas relacionadas a características dos estudantes. Como ficam excluídos da análise os alunos que tenham alguma das variáveis utilizadas no modelo constando como dado ausente, na base de dados utilizada, a inclusão de novas variáveis tende a aumentar a proporção de alunos eliminados do estudo. Na Tabela 3.1 são apresentados os quantitativos de alunos considerados em cada modelo para cada ano. Observa-se que os três modelos apresentaram tamanho amostral relativamente próximos para 2009, mas para 2012 e 2015 as diferenças foram maiores. Para 2012, por exemplo, o terceiro modelo ficou com aproximadamente metade dos estudantes considerados no segundo, uma perda bastante expressiva. O primeiro modelo de cada ano conta com uma amostra maior, permitindo identificar os coeficientes das variáveis incluídas de maneira mais robusta. Por

outro lado, os modelos da terceira configuração incluem mais variáveis que também podem ter um papel importante na explicação da variação observada no desempenho dos estudantes.

Tabela 3.1 – Número de alunos considerados em cada modelo nas edições do PISA 2009, 2012 e 2015

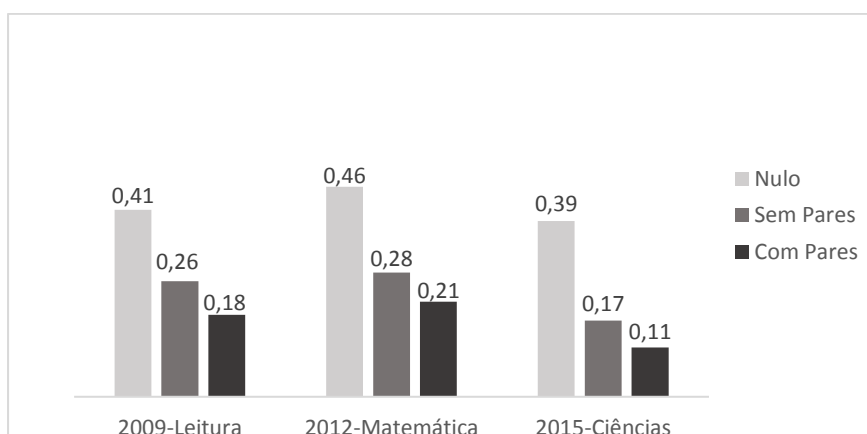
Ano	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
2009	13875	11741	11561
2012	14533	9141	4348
2015	14133	9896	7923

É importante mencionar que a variável “rede da instituição de ensino” (Pública/Privada), presente em todas as edições do PISA e costumeiramente empregada em alguns estudos para explicar o rendimento, não foi incluída nos modelos pois, ao ser inserida conjuntamente com variáveis relacionadas à autonomia e à infraestrutura escolares, ela se tornou não significativa em muitas das configurações testadas. Como o objetivo deste estudo é avaliar o efeito dos insumos escolares sobre o desempenho dos estudantes, foi dado destaque àquelas características que possam ser objeto de políticas que visem melhorar a qualidade das escolas públicas. Sabe-se que as escolas privadas apresentam, em geral, melhor infraestrutura física, mais recursos pedagógicos, maior autonomia e corpo docente melhor qualificado do que escolas da rede pública, entre outras características que representam insumos escolares melhores e mais adequados à formação do indivíduo. Além disso, como o público alvo das instituições privadas tem maior capital econômico, cultural e social, a inclusão da rede de ensino no modelo poderia gerar redundâncias e prejudicar a avaliação do efeito dos insumos que realmente interessam.

3.1 Efeito Escola

O efeito escola, parcela da variação do rendimento dos estudantes explicada pela diferença entre as escolas, foi calculado para o modelo nulo, ou seja, apenas o intercepto e sem nenhuma variável explicativa, e para os modelos ajustados em cada edição do PISA, seguindo os passos da modelagem multinível proposta por Hox (2002). As componentes de variância de cada um desses modelos e o efeito escola (correlação intraclasse) podem ser conferidos na Tabela A.4 do Apêndice. Na Figura 3.1 optou-se por apresentar o efeito escola apenas para o modelo nulo e para o modelo 3 de cada edição do PISA, com e sem efeito de pares. Todavia, os modelos 1 e 2 de cada aplicação apresentaram seus efeitos escola muito próximos dos resultados observados no modelo 3.

Figura 3.1 – Efeito Escola para o Modelo Nulo e para o Modelo 3 com e sem efeito dos pares



De acordo com as correlações intraclasse observadas nos modelos sem nenhuma variável explicativa, é possível concluir que o efeito da escola sobre o rendimento dos estudantes é bastante elevado, chegando a 0,46 para avaliação de matemática e cerca de 0,40 para as avaliações de leitura e ciências. Com a inserção das variáveis explicativas ligadas às características do aluno e sua família e aos insumos escolares, houve uma redução de aproximadamente 40% no efeito escola para leitura e matemática e de quase 60% para ciências. Com a inclusão das variáveis com o perfil da comunidade escolar para as três áreas avaliadas houve uma redução em torno de 0,07 no efeito escola em relação ao modelo sem o efeito dos pares. Nos modelos mais completas, o efeito escola foi de 0,18 para leitura, 0,21 para matemática e 0,11 para ciências. A partir desses resultados, constata-se que o emprego de uma abordagem multinível é fundamental para o caso brasileiro, pois o efeito da escola sobre o desempenho dos estudantes é bastante elevado. Além disso, observa-se que a inclusão de característica puras da escola e do perfil da comunidade escolar (efeito dos pares) contribuíram para explicar uma parcela considerável da variabilidade no rendimento que é devido às diferenças entre as instituições de ensino.

3.1 Modelos Empíricos

As Tabelas A.1, A.2 e A.3 do Apêndice exibem os coeficientes estimados das variáveis explicativas consideradas nas três configurações, ajustadas respectivamente para os dados de 2009, 2012 e 2015. A configuração escolhida para o primeiro modelo de cada ano conta com uma maior participação amostral, porém considera um número menor de variáveis explicativas. Já a terceira configuração de cada ano, ao considerar mais variáveis explicativas relevantes para explicar a variação observada no desempenho dos estudantes, aumenta o número de estudantes que não responderam a alguma das variáveis utilizadas e, conseqüentemente, conta com um menor número de estudantes com respostas válidas. Para cada uma das três configurações (conjunto de variáveis) foram ajustados dois modelos multinível, sendo o primeiro sem a inclusão das variáveis que representam o efeito dos pares e o segundo com a inclusão destas variáveis.

Para a comparação do ajuste entre os modelos com e sem efeito dos pares, foram utilizadas as estatísticas de *Deviance* e quatro critérios de informação, a saber, AIC, AICC, CAIC e BIC¹⁰. Os valores destas estatísticas podem ser conferidos na Tabela A.5 do Apêndice. Os critérios de ajustamento indicam que a inclusão das variáveis agregadas de estudantes (efeito de pares) melhora a qualidade dos modelos para todas as três configurações de cada ano consideradas na modelagem multinível. Este resultado está alinhado com as conclusões de outros estudos que destacam a importância da inclusão do perfil da comunidade escolar para melhorar o ajuste e eliminar possíveis problemas de endogeneidade em modelos multinível, conforme Hachane e Mostafa (2012). Além disso, na Tabela A.4 do Apêndice pode-se observar que os modelos com a inclusão dos efeitos de pares explicam uma maior parcela da variabilidade que é devida às diferenças entre as escolas do que os modelos que não incluíam este efeito.

Em relação aos *inputs* utilizados para explicar a variabilidade observada no desempenho dos estudantes e considerando os resultados dos modelos com efeito de pares (Tabelas A.1, A.2 e A.3 do Apêndice), por serem melhor ajustados, pode-se observar que as variáveis relacionadas às características do estudante e de sua família foram significativas, ao nível de 1% de significância, em todos os modelos ajustados. Em relação ao nível socioeconômico e cultural da família (ESCS), os modelos indicam que quanto maior o nível da família maior será o desempenho do estudante. Para uma variação de uma unidade no indicador ESCS, o efeito médio observado é de pouco mais de 4 pontos para leitura, cerca de 7 pontos para matemática e 8 para ciências. Por outro lado, os resultados mostram que estudantes repetentes apresentam uma redução considerável em seu desempenho. As

10 Quanto menor for o valor das estatísticas *Deviance*, AIC, AICC, CAIC e BI, melhor é a qualidade do ajustamento.

estimativas observadas nos modelos ajustados indicam uma redução entre 39,9 a 43,9 pontos para a área de leitura, 32,1 a 35,6 pontos para matemática e em torno de 40 pontos para ciências. Para a variável que mensura o ambiente disciplinar na sala de aula relatado pelo estudante (DISCLIMA/DISCLISCI), inserido nos modelos 2 e 3 de cada ano, os resultados mostram que quanto maior o clima disciplinar melhores serão os resultados dos estudantes. Considerando uma variação de uma unidade neste indicador observa-se um efeito de pouco mais de 5 pontos segundo o modelo 2 de cada área avaliada. Já para o modelo 3, o efeito foi de pouco mais de 4 pontos em leitura e de cerca de 3 pontos em matemática e ciências.

Em relação às variáveis que mensuram o gosto e a dedicação do aluno, inseridas apenas no modelo 3, observa-se um efeito positivo no rendimento dos estudantes. Uma variação de uma unidade no indicador de gosto por leitura (JOYREAD) tem efeito de quase 17 pontos na nota do estudante, enquanto o gosto por Ciências (JOYSCIE) tem impacto de aproximadamente 11 pontos. Para a área de matemática foi considerada a variável relacionada à dedicação do estudante (PERSEV) e uma elevação de uma unidade neste indicador aumenta cerca de 10 pontos no rendimento observado nesta área. De uma forma geral, os três modelos com o efeito dos pares apresentaram estimativas para os coeficientes ligado às características do aluno e de sua família com valores próximos, mesmo havendo reduções consideráveis no tamanho amostral, conforme visto na Tabela 3.1.

Em relação aos insumos escolares incluídos nos modelos, as variáveis que representam a disponibilidade de recursos pedagógicos (SCMATEDU/ SCIERES) e a autonomia escolar para alocação de recursos (RESPRES) foram significativas para as três áreas avaliadas pelo PISA. O indicador de recursos pedagógicos (SCMATEDU/ SCIERES), conforme esperado, apresentou efeito positivo sobre o rendimento dos estudantes em todos os modelos ajustados. Para o ano de 2009 e considerando os modelos 2 e 3, o efeito foi de pouco mais de 7 pontos para uma variação de uma unidade em SCMATEDU. Para o primeiro modelo, com menos controle esse efeito foi um pouco menor (4,6). Para a área de matemática, os três modelos com efeito dos pares tiveram estimativas bem próximas, entre 3,9 e 4,7. Para a área de ciências utilizou-se a variável SCIERES e os modelos indicaram um efeito de 2 a 3 pontos para uma variação de cada unidade deste indicador.

Os modelos indicaram um efeito positivo da autonomia escolar (RESPRES) sobre o desempenho dos alunos. Para a área de matemática, os coeficientes estimados foram significativos para os três modelos ajustados que incluíam o perfil da comunidade escolar, variando entre 5,4 pontos no modelo 3 a 8,8 pontos no modelo 1. Na área de leitura, o coeficiente estimado para RESPRES no modelo 1 foi de 7,7 pontos e significativo, mas não foi significativo nos outros dois modelos, enquanto para ciências o coeficiente foi significativo nos modelos 1 e 2, com coeficientes de 6,5 pontos e 3,3 pontos, respectivamente.

Os insumos escolares ligados ao professor apresentam algumas diferenças entre as áreas avaliadas. A razão entre o número de alunos e de professores da escola (STRATIO) apresentou efeito negativo e estatisticamente significativo sobre o rendimento do aluno em todos os modelos nas áreas de matemática e ciências, porém para a área de leitura esta variável não foi significativa em nenhum dos modelos com efeito de pares incluído. Para a área de matemática o efeito de STRATIO ficou em torno de -0,27 nos três modelos que incluíam o perfil da comunidade escolar e, nos modelos para a área de ciências, ficou próximo a -0,15.

A formação do corpo docente nos modelos 2 e 3 foi representada, nas edições de 2009 e 2012, pelo percentual de professores com formação de nível superior (PROPQUAL). Todavia para 2015 esta variável não estava disponível, sendo utilizado o percentual de professores com nível de Mestrado (PROAT5AM). Os modelos 2 e 3 ajustados para o ano de 2009 indicaram que a variável PROPQUAL não afeta o desempenho dos estudantes em leitura daquela edição do PISA. Já para os dados de 2012 o modelo 2 apresentou um valor estimado em 10,9 e o modelo 3 apresentou um valor estimado em 13,9, ambos significativos. Para 2015, o efeito da variável PROAT5AM foi significativo a 1% nos dois modelos, sendo o coeficiente estimado em torno de 50 pontos. Isso indica que há um aumento médio de 5 pontos no desempenho do estudante na avaliação de ciências para cada variação

de 10% no percentual de professores com Mestrado. Em relação ao deficit de professores (TCSHORT/ STAFFSHORT), quando se considera os modelos com efeitos de pares, esta variável não foi significativa para as áreas de leitura e matemática, mas observa-se um efeito negativo e significativo na avaliação de ciências, indicando que quanto maior for o deficit de professores, pior será o rendimento dos estudantes. O efeito estimado ficou entre -3,6 e -2,8 para uma variação de cada unidade deste indicador.

Temos, por fim, as variáveis MESCS, MREPEAT e MDISCLIMA e MDISCLISCI, que representam o efeito dos pares. Estes indicadores são agregações por escola das variáveis ESCS, REPEAT, DISCLIMA e DISCLISCI, respectivamente. Conforme apontado em Hanchane e Mostafa (2012), a inclusão do efeito de pares é fundamental para corrigir possíveis problemas de endogeneidade que poderiam ocorrer em modelos multinível, além de serem *proxies* relevantes para retratar o perfil da comunidade escolar. Constatou-se que as variáveis de efeitos de pares foram significativas ao nível de 1% em todos os modelos ajustados para as três avaliações. O fato do estudante estar inserido em uma escola que atenda alunos com nível socioeconômico e cultural mais elevado, com menor proporção de repetentes e com melhor ambiente disciplinar na sala de aula, gera um impacto positivo no processo de aprendizagem do estudante. Desta forma, a inclusão de informações que retratem o perfil da comunidade escolar é fundamental para a melhoria da qualidade dos modelos ajustados.

4. Conclusões

O presente estudo teve como objetivo mensurar o efeito das escolas brasileiras e identificar alguns determinantes do rendimento escolar ligados às características do aluno, da família e da instituição de ensino. Para isso, foram utilizados dados do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) de 2009, 2012 e 2015. Para cada ano foi utilizado o rendimento dos estudantes em uma das áreas avaliadas pelo PISA. Em 2009 considerou-se a área de leitura, em 2012, Matemática e em 2015, Ciências.

Devido à estrutura hierárquica presente nos dados de avaliações educacionais, optou-se por utilizar uma abordagem multinível. Essa técnica é bastante indicada, pois permite mensurar o efeito das escolas sobre a proficiência dos estudantes. Por outro lado, a estratificação imposta pelo plano amostral nas avaliações de larga escala implica que a correlação entre o perfil do aluno e as características da comunidade escolar pode levar ao viés de endogeneidade em modelos multinível (Hanchane e Mostafa (2012)). Para corrigir tais problemas foram inseridas as características dos estudantes agregadas por instituições de ensino, conforme indicado pelos autores daquele estudo.

Os resultados mostraram que uma parcela considerável da variação observada na nota dos estudantes é devida às diferenças entre as escolas. Conforme visto nos modelos nulos, a correlação intraclasse ficou em torno de 0,4 para as avaliações de leitura e ciências e chegou a 0,46 para a avaliação de matemática. Com a inclusão das características do estudante, da família, da escola e da comunidade escolar, o efeito escola (correlação intraclasse) teve uma redução considerável, chegando a 0,2 para matemática, 0,18 para leitura e 0,11 para ciências. Esses resultados mostram que considerar uma estrutura multinível na modelagem dos dados é fundamental, uma vez que uma parte considerável da variação observada no rendimento dos estudantes brasileiros é explicada pela diferença entre as escolas.

Em relação aos determinantes do desempenho, deve-se priorizar os coeficientes estimados para os modelos que incluíram o efeito de pares, já que as estatísticas de ajuste indicaram a escolha desses modelos. De acordo com os resultados, as características do estudante e de sua família são fundamentais para explicar o rendimento dos estudantes, sendo significativas em todos os modelos ajustados para estas três edições do PISA. O mesmo ocorre para as variáveis que retratam o perfil da comunidade escolar, que também foram significativas em todas as configurações avaliadas. Em relação aos insumos escolares, destacam-se o clima disciplinar na sala de aula e a disponibilidade de

recursos pedagógicos, significativos em todos os modelos ajustados, a razão entre o número estudantes e professores, relevante para explicar a variação do desempenho em matemática e ciências, e a autonomia escolar, que se apresentou significativa nos três modelos da área de matemática, nos modelos 1 e 2 de ciências e no primeiro modelo para área de leitura. As *proxys* utilizadas para formação de professores tiveram efeito significativo para as áreas de matemática e ciências, enquanto o indicador que representa o déficit de professores foi relevante apenas para explicar a variação da nota de ciências.

Referências

- ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F. H. G.; FRANCO, C. **Qualidade e Equidade na Educação Fundamental Brasileiro**. In Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 33 No. 3. 2002
- CANGUSSU, R.C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. **Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer**. Estudos Econômicos. Instituto de Pesquisas Econômicas, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- COLEMAN, J. S. et al. **Equality of educational opportunity**. Washington: U.S. Government Printing Office, 1966.
- DEWEY, J.; HUSTED, T.; KENNY, L. **The ineffectiveness of school inputs: a product of misspecification?** Economics of Education Review, v. 19, n. 1, p. 27- 45, Feb. 2000.
- FERRÃO, M. E. et al. **O SAEB – Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica: objetivos, características e contribuições na investigação da escola eficaz**. Revista Brasileira de Estudos Populacionais, Rio de Janeiro, v.18, n.1/2, p.111-130, jan./dez., 2001.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. A. **Testing production functions used in empirical growth studies**. Economics Letters, v. 88, issue 1, p. 29-35, April 2004.
- HANCHANE, Said; MOSTAFA, Tarek. **Solving endogeneity problems in multilevel estimation: an example using education production functions**. Journal of Applied Statistics, 39:5, 1101-1114, 2012.
- HANUSHEK, E.; RIVKIN, S.; TAYLOR, L. **Aggregation and the estimated effects of school resources**. The Review of Economics and Statistics, v. 78, n. 4, p. 611-627, Nov. 1996.
- HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L. **The Role of Cognitive Skills in Economic Development - Journal of Economic Literature** 2008, 46:3, 607–668
- HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L. **Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, Economic outcomes, and causation**. Journal of Economic Growth, 2012.
- HEDGES, L.; LAINE, R. D.; GREENWALD, R. **Does money matter? A meta-analysis of the effects of differential schools inputs on student outcomes**. Educational Researcher, v. 23, n. 3, p. 5-14, Apr. 1994.
- _____. **The effect of school resources on student achievement**. Review of Educational Research, v. 66, p. 361-396, 1996a.
- _____. **Interpreting research on school resources and student achievement: a rejoinder to Hanushek**. Review of Educational Research, v. 66, p. 411-416, 1996b.
- HOX, J. J. (2002). **Multilevel analysis: techniques and applications**. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- SOARES, J. F., 2004. **O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos**. Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación.

SOARES, J. F., CÉSAR, C. C.; MAMBRINI, J. **Determinantes de Desempenho dos Alunos do Ensino Básico Brasileiro: Evidências do SAEB de 1997.** In: FRANCO, C. (Org.) *Promoção, ciclos e avaliação educacional*. Porto Alegre: ArtMed Editora, 2001.p. 121-153.

SOARES, J. F.; CANDIAN, J. F. **O efeito da escola básica brasileira: as evidências do PISA e do SAEB.** *Revista Contemporânea de Educação*, Rio de Janeiro, v. 2, n. 4, p. 1-12, 2007

SOARES, J. F.; COLLARES, A. C. M. **Recursos Familiares e o Desempenho Cognitivo dos Alunos do Ensino Básico Brasileiro.** DADOS - Revista de Ciências Sociais. Rio de Janeiro, v. 49, n. 3, p. 615-481. 2006

Apêndice

Tabela A.1 – Modelos Ajustados para o PISA 2009 (Área Leitura)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
Intercepto	452,969*** (4,090)	494,367*** (4,351)	457,300*** (8,822)	508,529*** (8,006)	450,799*** (8,808)	501,756*** (8,036)
ESCS	5,724*** (0,560)	4,463*** (0,571)	5,758*** (0,609)	4,335*** (0,622)	5,744*** (0,600)	4,370*** (0,613)
REPEAT	-46,276*** (1,239)	-43,860*** (1,261)	-45,437*** (1,348)	-42,883*** (1,373)	-42,331*** (1,335)	-39,902*** (1,358)
JOYREAD					16,924*** (0,795)	16,763*** (0,793)
DISCLIMA			5,202*** (0,739)	5,051*** (0,745)	4,318*** (0,732)	4,213*** (0,738)
STRATIO	-0,122 (0,110)	-0,113 (0,095)	-0,200* (0,119)	-0,121 (0,1)	-0,212* (0,119)	-0,139 (0,100)
SCMATEDU	8,488*** (1,897)	4,637*** (1,639)	10,761*** (1,994)	7,306*** (1,671)	11,114*** (1,990)	7,658*** (1,676)
RESPRES	24,654*** (2,721)	7,737*** (2,600)	24,364*** (2,912)	3,762 (2,779)	23,743*** (2,905)	3,493 (2,785)
PROPQUAL			1,658 (8,511)	-9,141 (7,136)	2,303 (8,490)	-8,661 (7,151)
TCSHORT	-3,461* (1,768)	-0,069 (1,558)	-3,779** (1,895)	-0,081 (1,628)	-3,548* (1,891)	0,077 (1,632)
MESCS		26,654*** (2,590)		29,292*** (2,698)		28,842*** (2,700)
MREPEAT		-51,609*** (5,989)		-48,141*** (6,418)		-47,851*** (6,423)
MDISCLIMA				15,459** (4,954)		13,814*** (4,967)

Nota: * Significante ao nível de 10%, ** Significante ao nível de 5% e *** Significante ao nível de 1%

Tabela A.2 – Modelos Ajustados para o PISA 2012 (Área Matemática)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
Intercepto	429,243*** (2,930)	464,237*** (3,492)	425,193*** (6,740)	461,991*** (6,252)	423,485*** (7,286)	456,628*** (6,962)
ESCS	8,378*** (0,483)	7,474*** (0,492)	8,434*** (0,607)	7,084*** (0,623)	8,866*** (0,857)	6,469*** (0,892)
REPEAT	-37,360*** (1,047)	-35,554*** (1,065)	-38,163*** (1,323)	-35,653*** (1,354)	-35,721*** (1,865)	-32,140*** (1,926)
PERSEV					9,914*** (0,907)	10,068*** (0,902)
DISCLIMA			5,857*** (0,667)	5,261*** (0,678)	3,858*** (0,954)	2,867*** (0,978)
STRATIO	-0,270*** (0,075)	-0,254*** (0,065)	-0,358*** (0,099)	-0,287*** (0,085)	-0,361*** (0,105)	-0,259*** (0,093)
SCMATEDU	8,422*** (1,640)	4,681*** (1,456)	8,122*** (1,667)	4,365*** (1,448)	7,399*** (1,790)	3,930** (1,610)
RESPRES	21,001*** (1,902)	8,760*** (1,915)	20,356*** (1,926)	7,019*** (1,916)	18,261*** (2,031)	5,424*** (2,105)
PROPQUAL			11,380 (6,928)	10,867* (5,918)	13,950* (7,450)	13,872** (6,608)
TCSHORT	-1,813 (1,489)	-0,533 (1,303)	-0,523 (1,546)	0,903 (1,326)	-1,847 (1,657)	-0,706 (1,473)
MESCS		20,893*** (2,414)		22,895*** (2,473)		23,943*** (2,835)
MREPEAT		-43,519*** (5,454)		-35,729*** (5,764)		-30,944*** (6,804)
MDISCLIMA				16,699*** (3,371)		18,489*** (3,952)

Nota: * Significante ao nível de 10%, ** Significante ao nível de 5% e *** Significante ao nível de 1%

Tabela A.3 – Modelos Ajustados para o PISA 2015 (Área Ciências)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
Intercepto	423,631*** (3,993)	464,731*** (4,252)	430,341*** (4,222)	470,658*** (4,457)	428,260*** (4,521)	470,492*** (4,772)
ESCS	9,215*** (0,578)	7,972*** (0,591)	10,481*** (0,712)	8,774*** (0,735)	10,140*** (0,806)	8,170*** (0,834)
REPEAT	-43,747*** (1,303)	-40,939*** (1,333)	-43,481*** (1,621)	-40,139*** (1,668)	-44,479*** (1,848)	-40,293*** (1,908)
JOYSCIE					11,072*** (0,844)	11,137*** (0,840)
DISCLISCI			5,484*** (0,731)	4,914*** (0,742)	3,693*** (0,834)	3,062*** (0,847)
STRATIO	-0,255*** (0,087)	-0,167** (0,072)	-0,241*** (0,089)	-0,140* (0,074)	-0,231** (0,094)	-0,131* (0,079)
SCIRES	5,957*** (0,738)	3,174*** (0,639)	4,792*** (0,749)	2,328*** (0,644)	4,728*** (0,792)	2,098*** (0,683)

RESPRES	16,976*** (2,032)	6,406*** (1,888)	13,848*** (2,002)	3,282* (1,852)	13,014*** (2,095)	2,559 (1,930)
PROAT5AM			84,397*** (18,479)	49,788*** (15,415)	84,534*** (19,125)	51,040*** (15,940)
STAFFSHORT	-3,451** (1,492)	-3,564*** (1,264)	-3,924** (1,540)	-2,882** (1,313)	-4,386*** (1,640)	-2,949** (1,409)
MESCS		22,953*** (2,454)		23,464*** (2,517)		23,650*** (2,692)
MREPEAT		-49,063*** (5,527)		-38,678*** (6,206)		-44,188*** (6,764)
MDISCLISCI				16,423*** (3,708)		17,000*** (4,083)

Nota: * Significante ao nível de 10%, ** Significante ao nível de 5% e *** Significante ao nível de 1%

Tabela A.4 – Componentes de Variância para os modelos ajustados

Ano	Modelos	Total	Dentro Escola	Entre Escola	Entre Escola/Total	
2009 - Leitura	Modelo Nulo	7911,77	4632,28	3279,49	0,415	
	Modelo 1	Sem Efeito dos Pares	5577,70	4163,09	1414,61	0,254
		Com Efeito dos Pares	5133,14	4160,30	972,84	0,190
	Modelo 2	Sem Efeito dos Pares	5481,48	4125,46	1356,02	0,247
		Com Efeito dos Pares	4985,10	4123,61	861,49	0,173
	Modelo 3	Sem Efeito dos Pares	5298,03	3941,56	1356,47	0,256
Com Efeito dos Pares		4813,85	3939,93	873,91	0,182	
2012 - Matemática	Modelo Nulo	6099,19	3263,07	2836,12	0,465	
	Modelo 1	Sem Efeito dos Pares	4189,04	3003,79	1185,25	0,283
		Com Efeito dos Pares	3856,54	3004,39	852,15	0,221
	Modelo 2	Sem Efeito dos Pares	4074,22	2976,20	1098,02	0,270
		Com Efeito dos Pares	3711,89	2978,05	733,84	0,198
	Modelo 3	Sem Efeito dos Pares	3791,06	2747,30	1043,76	0,275
Com Efeito dos Pares		3476,17	2744,57	731,60	0,210	
2015 - Ciências	Modelo Nulo	7469,88	4559,51	2910,38	0,390	
	Modelo 1	Sem Efeito dos Pares	5369,21	4330,48	1038,73	0,193
		Com Efeito dos Pares	4994,06	4328,53	665,53	0,133
	Modelo 2	Sem Efeito dos Pares	5345,10	4455,96	889,14	0,166
		Com Efeito dos Pares	4995,45	4452,12	543,33	0,109
	Modelo 3	Sem Efeito dos Pares	5409,30	4496,05	913,25	0,169
Com Efeito dos Pares		5037,19	4488,16	549,03	0,109	

Tabela A.5 – Critérios de Ajustamento para comparação dos modelos com e sem efeito dos pares

		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
		Sem Pares	Com Pares	Sem Pares	Com Pares	Sem Pares	Com Pares
2009 - Leitura	<i>Deviance</i>	142.899,616	142.681,573	132.157,251	131.927,344	129.632,718	129.459,987
	AIC	142.903,616	142.685,573	132.161,251	131.931,344	129.636,718	129.463,987
	AICC	142.903,617	142.685,574	132.161,252	131.931,345	129.636,719	129.463,988
	CAIC	142.920,510	142.702,467	132.177,991	131.948,084	129.653,427	129.480,696
	BIC	142.918,510	142.700,467	132.175,991	131.946,084	129.651,427	129.478,696
2012 - Matemática	<i>Deviance</i>	154.453,267	154.266,077	100.127,190	99.924,421	47.493,272	47.333,325
	AIC	154.457,267	154.270,077	100.131,190	99.928,421	47.497,272	47.337,325
	AICC	154.457,268	154.270,078	100.131,192	99.928,422	47.497,275	47.337,328
	CAIC	154.474,377	154.287,187	100.147,429	99.944,660	47.512,023	47.352,074
	BIC	154.472,377	154.285,187	100.145,429	99.942,660	47.510,023	47.350,074
2015 - Ciências	<i>Deviance</i>	166.163,343	165.968,569	111.931,855	111.742,596	89.724,299	89.541,846
	AIC	166.167,343	165.972,569	111.935,855	111.746,596	89.728,299	89.545,846
	AICC	166.167,344	165.972,570	111.935,857	111.746,597	89.728,301	89.545,847
	CAIC	166.184,538	165.989,763	111.952,253	111.762,993	89.744,252	89.561,798
	BIC	166.182,538	165.987,763	111.950,253	111.760,993	89.742,252	89.559,798