

Clarissa Guimarães Rodrigues

**A relação entre a expansão do acesso ao ensino
e o desempenho escolar no Brasil: evidências
com base no SAEB para o período de 1997 a
2005**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2009

Clarissa Guimarães Rodrigues

A relação entre a expansão do acesso ao ensino e o desempenho escolar no Brasil: evidências com base no SAEB para o período de 1997 a 2005

Tese apresentada ao curso de Doutorado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Doutor em Demografia.

Orientador: Prof. Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto
Co-orientadora: Prof^a. Cristine Campos de Xavier Pinto

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2009

Folha de Aprovação

À querida mamãe.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, quero agradecer imensamente ao prof. Eduardo Rios-Neto, meu orientador, pelo grande incentivo para a elaboração deste estudo. A sua criatividade e o seu estímulo sempre foram, para mim, muito importantes durante esta caminhada. Obrigada, também, por todas as oportunidades que me foram dadas em seus projetos de pesquisa, as quais contribuíram de forma grandiosa para a minha formação como pesquisadora. Aprendi muito com você em todos esses anos em que trabalhamos juntos. Muito obrigada por tudo!

À prof^a. Cristine Pinto, minha co-orientadora, agradeço pelas aulas de econometria e pela grande ajuda na resolução dos problemas metodológicos da tese. Desde que começamos a trabalhar juntas, você sempre foi muito presente e contribuiu de forma relevante para a conclusão deste estudo. Obrigada por sempre me atender prontamente em sua sala e pela sua amizade!

Agradeço aos professores da banca examinadora, Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira, José Francisco Soares, Reynaldo Fernandes e Ricardo Paes de Barros, por colaborarem para aprimorar este estudo. Em especial, agradeço à prof^a. Ana e ao prof. Chico pelas aulas metodológicas, que foram dadas com tanto zelo.

O meu interesse pela pesquisa acadêmica iniciou-se no final da graduação em economia, período em que elaborei o meu trabalho de conclusão de curso. Agradeço, portanto, ao meu sempre orientador e amigo, Rodrigo Simões, por ter me acompanhado neste processo e por ter me incentivado a continuar neste caminho. Obrigada, também, pelas boas conversas, pelo carinho e amizade!

Após a conclusão da graduação, o meu primeiro contato com a pesquisa acadêmica se deu através da participação em um projeto coordenado pela prof. Letícia Marteleto. Letícia, agradeço imensamente a oportunidade que foi dada a mim naquele ano. Você foi uma grande incentivadora para que eu me candidatasse ao mestrado em Demografia e, hoje, com este título em mãos, vejo o quão importante foi a sua contribuição. Foi muito bom contar com o seu carinho e amizade durante o período em que trabalhamos juntas!

Durante o processo de elaboração da tese, a presença de dois professores foi muito importante para mim. Prof. Roberto Nascimento, meus sinceros agradecimentos pelas nossas conversas e por me receber em sua sala nos momentos mais complicados desta trajetória, transmitindo-me tranquilidade e confiança. Quero aproveitar este momento para expressar a minha admiração pela forma como você conduz suas aulas e pelo seu carinho com os alunos. Prof. José Alberto, muito obrigada pelas suas aulas, pelo carinho e apoio! Tenho muito orgulho de ter tido você como professor!

Aos demais professores do Cedeplar, muito obrigada pela contribuição ao meu aprendizado! À prof^a. Cibele, agradeço pelo carinho e pelas aulas de estatística.

Sou muito grata à Therezinha Costa de Oliveira. Mesmo não sendo do meu convívio acadêmico, Thereza participou intensamente deste processo. Obrigada por me receber em seu “ninho” e por me transmitir confiança e tranquilidade nos períodos em que mais precisei. Tenho grande admiração por você como pessoa e como profissional, e serei, sempre, imensamente grata por todas as nossas conversas! Você se tornou uma pessoa muito especial e querida por mim!

À minha mãe, Maria Auxiliadora Guimarães, agradeço, do fundo do coração, a educação dada a mim e aos meus irmãos. Mamãe, é difícil expressar em palavras toda a minha gratidão a você. Sempre companheira e amiga, o seu apoio e incentivo foram fundamentais para que eu chegasse até aqui. Por tudo isso, e por muito mais, dedico esta tese a você! Ao papai, agradeço pelo amor e carinho! Amo muito vocês!

Titina, irmã querida, a nossa amizade e companheirismo profundos me fizeram mais forte sempre que precisei, especialmente, nas fases mais complicadas de elaboração da tese. Como foram importantes as nossas conversas! Do fundo do coração, muito obrigada por tudo! Macos, querido irmão, muito obrigada pela amizade, carinho e por sempre incentivar o meu crescimento profissional! Bebelá e Gui, minhas fofuras, agradeço por todos os momentos de diversão e brincadeiras, e pelo afeto e carinho sempre tão presentes, mesmo fisicamente sempre tão distantes! Irmãos queridos, amo vocês!!

Andrey, minha lindeza, agradeço imensamente pelo companheirismo, amizade e por estar sempre ao meu lado, tanto nos momentos de alegria quanto nos momentos de sufoco! O seu apoio e incentivo foram muito importantes para a finalização desta etapa. Agradeço,

também, a toda sua família (Adenir, Áurea, Erick, Sandra e Vó Angelina), pelos bons momentos de descontração no sítio e por torcerem sempre pelo meu sucesso!

Aos queridos amigos da coorte de 2004 (e agregados, como o Luquita), muito obrigada por todos os momentos de diversão! Sinto-me muito feliz por fazer parte desta coorte e por ter feito grandes amizades. Vocês são muito especiais para mim! Aos demais amigos de outras coortes, muito obrigada!

À Ângela e à Lucília, agradeço por facilitarem sempre o meu contato com o Eduardo. Vocês foram fundamentais durante este processo. Muito obrigada!

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

INEP – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais

MEC – Ministério da Educação

OCDE – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico

PISA – Programme for International Student Assessment

SAEB – Sistema de Avaliação da Educação Básica

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
2 A AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO ESCOLAR: BREVE HISTÓRICO DA ORIGEM E REVISÃO DE ESTUDOS PARA O CASO BRASILEIRO	9
2.1 A origem e os desdobramentos no contexto internacional	9
2.2 A avaliação do desempenho escolar no Brasil: a busca pelos fatores associados.....	16
2.3 A evolução do desempenho escolar no decênio 1995-2005.....	24
2.4 Síntese e comentários	31
3 DESCRIÇÃO DO BANCO DE DADOS, DAS VARIÁVEIS E ALGUNS ASPECTOS DA METODOLOGIA.....	34
3.1 Base de dados	34
3.2 Amostra	36
3.3 Seleção e descrição das variáveis	38
3.3.1 Variáveis do aluno	39
3.3.2 Variáveis da escola	42
3.3.3 Estatísticas descritivas	45
3.3.3.1 Proficiência ou desempenho escolar.....	49
3.3.3.2 Nível socioeconômico	55
3.4 Aspectos metodológicos	58
4 ANÁLISE COMPARATIVA DAS MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO DO DESEMPENHO ESCOLAR ENTRE 1997 E 2005	61
4.2 O método da distribuição relativa.....	62
4.2.1 Índice de entropia	67
4.2.2 Índice de polarização	68
4.3 Resultados da distribuição relativa.....	69
4.4 Discussão	76

5 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO TEMPORAL DO DESEMPENHO ESCOLAR DOS ALUNOS.....	83
5.1 Metodologias de decomposição.....	84
5.1.1 A decomposição de Oaxaca-Blinder	84
5.1.2 A decomposição de Juhn-Murphy-Pierce (1993).....	87
5.2 Resultados.....	91
5.2.1 Decomposição da variação do desempenho escolar na média	91
5.2.2 Decomposição da variação do desempenho escolar na distribuição	97
5.2.3 Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença: 90-10, 90-50 e 50-10.....	101
5.3 Síntese e comentários	106
6 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO TEMPORAL NO DESEMPENHO ESCOLAR ENTRE-ESCOLAS E INTRAESCOLA	112
6.1 Metodologias	114
6.1.1 O modelo hierárquico linear	114
6.1.2 Decompondo o diferencial da proficiência escolar entre-escolas	118
6.1.3 Decompondo o diferencial da proficiência escolar intraescola.....	123
6.2 Resultados.....	125
6.2.1 Decomposição da variância do modelo hierárquico linear.....	125
6.2.2 Decomposição da variação do desempenho entre-escolas	127
6.2.2.1 Decomposição na média.....	127
6.2.2.2 Decomposição na distribuição.....	131
6.2.2.3 Decomposição nas medidas de diferença: 90-10, 90-50, 50-10	135
6.2.3 Decomposição da variação do desempenho intraescola.....	140
6.2.3.1 Decomposição na distribuição e nas medidas de diferença 90-10, 90-50 e 50-10	140
6.3 Síntese e comentários	143
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	145

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	153
ANEXOS	161
Anexo 1. Estimção do nível socioeconômico dos alunos (NSE) com o uso da Teoria de Resposta ao Item (TRI)	161
Anexo 2. Estimção do índice de infra-estrutura escolar (IEE) com o uso da Teoria de Resposta ao Item (TRI)	167
Anexo 3. Decomposição de Oaxaca-Blinder.....	170
Anexo 4. Distribuições observadas e discretizadas do resíduo e do desempenho escolar dos alunos (alunos como unidade de análise)	172
Anexo 5. Resultado das regressões estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários e dos modelos hierárquicos lineares.....	174
Anexo 6. Diferença entre a proficiência média da escola, estimada pela média aritmética simples, e a proficiência média da escola (intercepto), estimada pelo modelo hierárquico linear	180
Anexo 7. Distribuições observadas e discretizadas do resíduo e do desempenho médio das escolas (escolas como unidade de análise)	181

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

DIAGRAMA 1 – Estratégias de decomposição utilizadas neste estudo	8
QUADRO 1 – Percentual da variância do desempenho escolar atribuído à diferença entre as escolas, obtido com base nos estudos que utilizam o SAEB	18
TABELA 1 - Nível médio e variação da proficiência escolar, por disciplina e série, Brasil, 1995 a 2005	24
TABELA 2 - Proporção de alunos por escolaridade materna, por série escolar, matemática, Brasil, 1995 a 2005	27
TABELA 3 - Diferença no nível do desempenho escolar médio, por disciplina e série escolar, Brasil, 1995 a 2005	27
QUADRO 2 - Resumo dos resultados encontrados na literatura sobre a relação entre a melhoria no fluxo escolar e o desempenho escolar para as coortes de 10 anos de idade no Brasil.....	29
TABELA 4 - Amostra de alunos e escolas e estatística descritiva dos alunos por escola, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	37
TABELA 5 - Descrição das variáveis incluídas no modelo do aluno	39
QUADRO 3 - Compatibilização da variável “faz lição de casa?”	40
QUADRO 4 - Compatibilização da variável “família”	41
TABELA 6 - Variáveis da escola selecionadas para a análise	44
TABELA 7 - Estatísticas descritivas, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	46
GRÁFICO 1 - Desempenho escolar médio dos alunos da 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005	49
TABELA 8 - Desempenho escolar médio dos alunos da 4ª série do ensino fundamental, por rede de ensino, matemática, Brasil, 1997 a 2005	50

GRÁFICO 2 - Densidade de probabilidade da proficiência em matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	52
GRÁFICO 3 - Percentis da proficiência em matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005.....	53
TABELA 9 - Decis da distribuição empírica do desempenho escolar, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005	53
GRÁFICO 4 - Coeficiente de variação do desempenho escolar por disciplina, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	54
FIGURA 1 – Histograma e variação do NSE por rede de ensino, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005.	56
GRÁFICO 5 – Variação do NSE por ciclo do SAEB, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005.....	56
GRÁFICO 6 – Evolução temporal da média do nível socioeconômico dos alunos, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005.....	57
GRÁFICO 7 – Evolução temporal do nível socioeconômico dos alunos, por decil de desempenho escolar, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005	58
DIAGRAMA 2 – Esquema da microssimulação contrafactual.....	60
GRÁFICO 8 - Ilustração de um efeito de mudanças puras no nível de duas distribuições com a mesma estrutura	64
GRÁFICO 9 - Ilustração de um efeito de mudanças puras na estrutura de duas distribuições com o mesmo nível de desempenho escolar.....	65
FIGURA 2 - Distribuição relativa, índices de entropia e polarização, 4ª série do ensino fundamental, Matemática, Brasil, 1997 a 2005 (acumulado).....	71
FIGURA 3 - Distribuição relativa, índices de entropia e polarização, 4ª série do ensino fundamental, Matemática, Brasil, 1997 a 2005 (intra-biênio).....	72
TABELA 10 - Matrícula na 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	78

FIGURA 4 - Histogramas do desempenho escolar em matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 e 1999.....	80
TABELA 11 – Decomposição da variação do desempenho escolar na média, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)	93
GRÁFICO 10 – Evolução temporal do coeficiente do nível socioeconômico, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005	96
FIGURA 5 – Decomposição da variação do desempenho escolar na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno).....	98
FIGURA 6 - Efeito composição na distribuição e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno).....	100
TABELA 12 – Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005 (aluno).....	102
FIGURA 7 - Efeito retorno nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)	104
FIGURA 8 - Efeito composição nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno).....	106
GRÁFICO 11 - Coeficiente de correlação intra-classe, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	125
TABELA 13 – Decomposição da variação do desempenho escolar na média, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005 (escola).....	128
GRÁFICO 12 – Evolução temporal do coeficiente do nível socioeconômico médio dos alunos, matemática, 4ª série do ensino fundamental, 1997 a 2005	130
FIGURA 9 – Decomposição da variação no desempenho escolar na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola).....	132
FIGURA 10 - Efeito composição na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola)	133

GRÁFICO 13 – Evolução temporal das medidas de desigualdade das escolas, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005.....	135
TABELA 14 – Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola).....	136
FIGURA 11 – Efeito composição nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola).....	138
FIGURA 12 – Efeito retorno nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola).....	139
FIGURA 13 – Decomposição da variação do desempenho escolar na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (intraescola).....	141
TABELA 15 - Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (intraescola).....	142
TABELA 16 – Itens utilizados na construção do índice socioeconômico dos alunos	163
FIGURA 14 - Curva Característica do Item.....	164
FIGURA 15 - Curva de Informação Total do Nível Socioeconômico	166
TABELA 17 – Itens utilizados na construção do índice de infra-estrutura escolar	167
FIGURA 16 - Curva Característica do Item.....	168
FIGURA 17 - Curva de Informação Total do Índice de Infra-Estrutura Escolar	169
TABELA 18 –Resultados Decomposição	171
FIGURA 18 - Distribuições do resíduo observado (estimado pelas regressões) e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005.....	172
FIGURA 19 - Distribuições do desempenho escolar observado e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005.....	173

TABELA 19 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997	175
TABELA 20 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1999	176
TABELA 21 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 2001	177
TABELA 22 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 2003	178
TABELA 23 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 2005	179
FIGURA 20 - Diferença entre a proficiência média da escola, estimada pela média aritmética simples, e a proficiência média da escola (intercepto), estimada pelo modelo hierárquico linear, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005	180
FIGURA 21 - Distribuições do resíduo observado (estimado pelas regressões) e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	181
FIGURA 22 - Distribuições do desempenho escolar observado e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005	182

RESUMO

O sucesso alcançado pelas políticas de democratização das oportunidades educacionais, no que tange à ampliação da oferta de vagas no ensino fundamental, trouxe novos desafios para o sistema educacional brasileiro. Nos últimos anos, o problema relacionado à baixa qualidade da educação, mensurada pelo desempenho dos alunos em testes padronizados de conhecimento, tem sido amplamente discutido na literatura.

Desde o ano de 1995, as informações sobre o desempenho tornaram-se disponíveis através do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB). Ao observar a tendência desta medida, ficou constatado um declínio dos níveis médios de aprendizado alcançado pelos estudantes brasileiros. A primeira hipótese levantada para explicar esta evolução negativa se pautou no aumento da heterogeneidade do público escolar, em decorrência das políticas de ampliação do acesso ao sistema de ensino e de correção do fluxo escolar, implementadas na segunda metade da década de 1990.

O estudo desenvolvido nesta tese vale-se da qualidade e da riqueza da série histórica de dados sobre o aprendizado dos alunos para explorar as variações ocorridas nesta medida e encontrar as possíveis explicações para estas oscilações. Enquanto muito tem sido estudado sobre os fatores que se associam ao desempenho escolar em um determinado ponto no tempo, pouca atenção tem sido dada sobre as mudanças nesses fatores e os seus efeitos sobre as variações intertemporais observadas na proficiência escolar. Encontrar e quantificar esses efeitos constitui-se o principal objetivo deste estudo que, para tanto, aplica metodologias de decomposição baseadas em simulações contrafactuais.

Na primeira etapa, realizamos uma análise univariada para avaliar as diferenças na distribuição do desempenho escolar entre dois períodos. Utilizamos a técnica da distribuição relativa, desenvolvida por Handcock e Morris (1999), e constatamos que o declínio temporal do desempenho escolar médio foi uma conjunção de dois fatores: uma redução dos níveis de desempenho ao longo dos quantis da distribuição (efeito nível) e um aumento na participação relativa de alunos com menores resultados educacionais (efeito distribuição).

Na segunda etapa, condicionamos o desempenho escolar aos seus fatores associados e buscamos identificar a contribuição das mudanças na composição e retorno da heterogeneidade observada e não-observada na variação temporal da média e da distribuição do desempenho escolar. Neste exercício, utilizamos as decomposições de Oaxaca-Blinder (1973) e Juhn, Murphy, Pierce (1993). Dada a natureza hierárquica dos dados educacionais, adotamos estratégias que possibilitaram mensurar estes efeitos em ambos os níveis: aluno e escola.

Dentre os principais resultados encontrados, constatamos que os efeitos associados à variação no nível socioeconômico dos alunos foram mais importantes para explicar as variações temporais no desempenho escolar, tanto na análise micro (aluno) quanto na análise macro (escola). A redução na “quantidade” deste atributo (efeito composição) contribuiu para reduzir a média e elevar a desigualdade dos resultados dos alunos nos exames de proficiência. Por outro lado, a redução na sensibilidade do desempenho escolar ao nível socioeconômico (efeito retorno), apesar de ter atuado no sentido de reduzir a qualidade média da educação, contribuiu para equalizar a distribuição do desempenho escolar em todos os períodos analisados. No que tange à heterogeneidade não-observada (efeito resíduo), constatamos que a sua contribuição para a variação na desigualdade foi pequena relativamente aos demais.

Palavras-chave: desempenho escolar, distribuição relativa, decomposição

ABSTRACT

The success achieved by the policies to make educational opportunities more democratic and the increase in vacancies for elementary school brought about new challenges to the Brazilian educational system. In the last years, the problem related with the poor quality of education, measured by the students' performance in standardized knowledge tests has been widely discussed in the literature.

Since 1995, information on the performance has been made available at *Sistema de Avaliação da Educação Básica (Primary Education Evaluation System - SAEB)*. When the tendency of measures is assessed, it is possible to see a decrease in proficiency levels by Brazilian students. The first assumption determined to explain this negative evolution is based on the increase in students' heterogeneity due to the policies to provide more access to education and to reduce the number of students that fell behind in the school, introduced in the second half of the 90's.

The present study uses the quality and resourcefulness of historical data on students' performance to explore the variations of this measure and to find possible explanations for these fluctuations. There have been many studies on the factors associated with school performance at a certain point in time, however, little attention has been paid to the changes in these factors and their effects on the intertemporal variations observed in school proficiency. To find and quantify these effects was the main objective of the present study which, to that end, applied decomposition methods based on counterfactual simulations.

In the first part, univariate analysis has been performed to assess the differences in school performance distribution between the two periods. We have used relative distribution methods developed by Handcock and Morris (1999), and it was seen that temporal decline in average school performance was because of the connection of two factors: a decrease in the performance levels over distribution quantiles (level effect) and an increase in the relative participation of students with poorer education results (distribution effect).

In the second part, school performance was conditioned to its associated factors and we have tried to identify the contribution of changes in the composition and return of heterogeneity observed and unobserved in the temporal variation of the average and of the distribution of school performance. In this exercise, we have used Oaxaca-Blinder (1973) and Juhn, Murphy, Pierce (1993) decomposition. Due to the hierarchical nature of educational data, we have adopted strategies that enabled measuring these effects in both levels: student and school.

Among the main results found, we have seen that the effects associated with variation in students' socioeconomic status were more important to explain the temporal variations in school performance, both in the micro analysis (student) and in the macro analysis (school). Reduction in the "amount" of this attribute (composition effect) contributed to reduce the average and to increase differences in students' results in proficiency tests. On the other hand, the reduction in the sensitivity of school performance to socioeconomic status (return effect), although it has contributed to decrease average quality of education, it helped equalize the distribution of school performance in all periods assessed. As for unobserved heterogeneity (residual effect), we have seen that its contribution to the variation in inequality was small compared to the others.

Key words: school achievement, relative distribution, decomposition

1 INTRODUÇÃO

O sucesso alcançado pelas políticas de democratização das oportunidades educacionais, no que tange à ampliação da oferta de vagas no ensino fundamental, trouxe novos desafios para o sistema educacional brasileiro. Nos últimos anos, o problema relacionado à baixa qualidade da educação, medida pelo desempenho dos alunos em testes padronizados de conhecimento, tem sido amplamente discutido entre os estudiosos da educação e as autoridades governamentais.

Os resultados alcançados pelos estudantes brasileiros nos exames que avaliam as suas habilidades e competências cognitivas colocam o Brasil em uma posição desfavorável no contexto internacional e realçam o problema do déficit educacional, em termos do aprendizado, enfrentado pelo país. Para ilustrar este cenário, os resultados do último exame realizado pelo Programa Internacional de Avaliação de Alunos (PISA)¹, em 2006, mostram que 27,92% dos estudantes brasileiros obtiveram um desempenho em ciências abaixo do nível mínimo estabelecido pelo PISA (357,8 pontos), enquanto nos países membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) este valor foi de 6,87%.

A importância da qualidade da educação escolar para o desenvolvimento socioeconômico de um país é amplamente avaliada na literatura (Hanushek e Kimko, 2000; Jamison *et al.*, 2007). No Brasil, a avaliação educacional com foco na qualidade do ensino é relativamente recente. Iniciou-se em meados da década de 1990, por meio da consolidação do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), coordenado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), uma autarquia vinculada ao Ministério da

¹ O Programa Internacional para Avaliação de Alunos (PISA, acrônimo em inglês para *Programme for International Student Assessment*) foi criado em 1997 e consiste em uma ampla avaliação internacional, organizada pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), do desempenho escolar dos estudantes de 15 anos de idade. O Brasil passou a participar como país convidado desde o primeiro ciclo de avaliação, em 2000. Com isso, foi possível situar o desempenho dos alunos brasileiros em uma escala de comparação internacional e estabelecer níveis desejáveis de qualidade educacional. Outras informações podem ser encontradas em: <http://www.inep.gov.br/internacional/novo/PISA/resultados.htm>.

Educação (MEC). O SAEB consiste em uma avaliação, em larga escala², da qualidade do ensino oferecido pelo sistema educacional brasileiro, com base na aferição do desempenho dos alunos nos exames de proficiência para uma determinada etapa da educação formal. É formado, também, por questionários que coletam informações contextuais dos estudantes e dos estabelecimentos de ensino (incluindo dados sobre as turmas, os professores, os diretores, as instalações físicas e práticas internas das escolas).

A conjunção de dados sobre o aprendizado dos alunos e sobre suas características individuais e familiares, além das características das escolas que eles freqüentam, favoreceu o desenvolvimento, no Brasil, de uma linha de pesquisa voltada para a avaliação dos fatores associados ao desempenho escolar (Fletcher, 1998; Soares, César e Mambrini, 2001; Ferrão e Fernandes, 2001; Ferrão *et al.*, 2001; Albernaz *et al.*, 2002; Soares, 2005; Soares e Scotti, 2006; Soares, 2007; para citar alguns). De um modo geral, os estudos buscam identificar as origens da variação observada no desempenho de alunos matriculados em uma mesma série escolar, em um determinado ano, com base tanto nas características do aluno como da escola. Incorporam, também, a avaliação da magnitude do efeito-escola, o qual é utilizado como uma medida de as escolas adicionarem valor ao conhecimento prévio do aluno, por meio de projetos pedagógicos e de políticas internas (Júdice e Soares, 2008).

Desde o ano de 1995, as informações sobre o desempenho dos alunos nos exames de proficiência produzidos pelo SAEB passaram a ser comparáveis entre os anos e entre as séries escolares. Esta comparação foi possível devido à mudança metodológica introduzida na construção dos instrumentos e atribuição dos escores que medem o aprendizado do aluno, dada pela substituição da Teoria Clássica dos Testes (TCT) pela Teoria de Resposta ao Item (TRI)³. Com a disponibilização e a composição de uma série histórica bienal (de 1995 a 2007 – última avaliação), os dados produzidos pelo SAEB possibilitaram o

² As provas são aplicadas a uma amostra de alunos da 4ª e 8ª séries do ensino fundamental e 3ª série do ensino médio, em todo o Brasil. Como o SAEB é um exame amostral, os resultados são representativos das redes estadual, municipal e particular no âmbito do Brasil e representativos das Regiões e Unidades da Federação.

³ A TCT e a TRI são metodologias de medidas em psicologia utilizadas na literatura educacional para mensurar as habilidades e as competências cognitivas dos alunos. Parte-se do pressuposto de que o aprendizado do aluno é uma variável latente e pode ser medida com base nas respostas dos alunos a um conjunto de testes que sinalizam sobre os seus conhecimentos e suas habilidades cognitivas. Uma descrição detalhada desses métodos pode ser encontrada em Pasquali (2004). Para detalhes técnicos sobre a Teoria de Resposta ao Item, ver Linden e Hambleton (1997)

monitoramento do nível e da tendência do desempenho escolar médio dos estudantes brasileiros das 4ª e 8ª séries do ensino fundamental e 3ª série do ensino médio. Esta série histórica cumpre um dos objetivos do SAEB que é permitir o acompanhamento do sistema educacional brasileiro por meio do estudo da evolução temporal dos resultados educacionais dos alunos nos exames de proficiência escolar (Franco, 2001).

A constatação de uma tendência declinante dos níveis de desempenho alcançado pelos estudantes da educação básica, principalmente após a divulgação dos dados do SAEB de 1999, desencadeou uma onda de reflexões e estudos acerca do problema da baixa qualidade do ensino no Brasil (BRASIL, 2000; Neri e Carvalho, 2002; Fernandes e Natenzon, 2003; Souza, 2006; Alves, 2007). Uma das explicações para este fenômeno se pautou no aumento da heterogeneidade do público escolar, em virtude das políticas de ampliação do acesso ao sistema de ensino e de correção do fluxo escolar, implementadas na segunda metade da década de 1990. Cabe mencionar a criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Fundamental e de Valorização do Magistério⁴ (FUNDEF), implementado em 1998, e a criação do Programa Nacional de Garantia de Renda Mínima⁵, iniciado em 1997, que tinha como um dos objetivos assegurar o acesso e a permanência das crianças e adolescentes de 7 a 14 anos de menor renda no sistema de ensino. Em relação à correção do fluxo escolar, a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB)⁶, de 1996, estabeleceu, dentre outras diretrizes, a possibilidade de as escolas do ensino fundamental adotarem o sistema de ciclos e progressão continuada.

⁴ O FUNDEF, regulamentado pela Lei nº 9.424 de 1996, é um fundo de natureza contábil que destina 60% dos recursos educacionais estabelecidos pela Constituição para o ensino fundamental. Em junho de 2007, o FUNDEF foi substituído pelo FUNDEB (Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação), regulamentado pela Lei nº 11.949, com o intuito de ampliar, também, o acesso à educação infantil e ao ensino médio.

⁵ A ampliação do Programa Nacional de Garantia de Renda Mínima resultou na criação, em 2001, do Programa Nacional de Renda Mínima Vinculado à Educação, conhecido por Bolsa Escola. No final do ano de 2003, o Bolsa Escola passou a integrar, junto com outras ações de transferência de renda, o programa Bolsa Família, gerido pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. A interface com o Ministério da Educação diz respeito principalmente ao cumprimento da condicionalidade da frequência à escola.

⁶ Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. O sistema de ciclos é uma alternativa ao tradicional sistema de séries, cuja avaliação é feita ao longo do ciclo e não ao fim do ano letivo. A progressão continuada é um procedimento utilizado pela escola para permitir que o aluno avance sucessivamente entre as séries ou ciclos. A adoção deste regime é considerada uma estratégia de viabilização da universalização da educação escolar básica e garantia do acesso e permanência dos alunos na escola, contribuindo para a redução da repetência e evasão escolares.

O presente trabalho vale-se da qualidade e da riqueza da série histórica de dados sobre o aprendizado dos alunos para explorar as variações ocorridas nesta medida e encontrar as possíveis explicações para estas oscilações. Enquanto muito tem sido estudado sobre os fatores que se associam ao desempenho em um determinado ponto no tempo, pouca atenção tem sido dada sobre as mudanças nestes fatores e o seu efeito sobre as variações intertemporais ocorridas no desempenho estudantil. Encontrar e quantificar estes efeitos constitui-se o principal objetivo deste estudo que, para tanto, aplica metodologias de decomposição baseadas em simulação contrafactual aos dados de aprendizado dos alunos.

Este estudo envolve duas etapas. Na primeira, realizamos uma análise univariada das mudanças ocorridas na distribuição da proficiência escolar dos estudantes da 4ª do ensino fundamental, entre 1997 e 2005, com base nos dados de proficiência dos alunos avaliados pelo SAEB. Inspiramos nos trabalhos desenvolvidos por Soares e Scotti (2006) e Soares (2006), cuja análise tem como foco a distribuição do desempenho e não apenas a média. O olhar sobre a distribuição contribui para a nossa investigação na medida em que possibilita discernir as variações ocorridas no desempenho dos estudantes com escores mais baixos – situados na cauda inferior – e dos estudantes com escores mais elevados – situados na cauda superior.

Nesta etapa, utilizamos uma metodologia descritiva e não-paramétrica, desenvolvida por Handcock e Morris (1999), que permite mensurar as diferenças entre as distribuições dos escores da proficiência escolar em dois pontos no tempo. Um aspecto importante deste método é a possibilidade de decompor estas diferenças na parcela atribuída ao efeito de mudanças na localização – efeito nível – e na parcela atribuída ao efeito de mudanças na dispersão das distribuições do desempenho escolar – efeito distribuição.

Efeito nível é o conceito utilizado neste trabalho para representar mudanças na média ou localização da distribuição, mantidas constantes as densidades de alunos em cada quantil da distribuição do desempenho escolar. A curva da distribuição pode deslocar-se para a esquerda, no caso de um declínio do desempenho médio entre dois períodos, ou para a direita, no caso de um aumento na média. O *efeito distribuição*, por sua vez, é o nome dado às alterações no traçado da curva de distribuição entre dois períodos, mantido constante o nível da distribuição. Duas distribuições podem ter a mesma média, embora uma possa ser mais desigual que a outra, caso presente, por exemplo, maior adensamento nas caudas inferior ou superior.

Com este primeiro exercício, é possível avaliar se a redução nos níveis médios da proficiência escolar dos alunos brasileiros entre 1997 e 2005 nas avaliações do SAEB foi conseqüência de um deslocamento da distribuição do desempenho como um todo ou foi concentrada em alguns pontos da distribuição. O trabalho desenvolvido nesta primeira etapa, além de contribuir para a literatura que investiga o declínio do desempenho escolar, tem a vantagem de realizar uma análise exploratória detalhada da variável proficiência escolar, que é utilizada como variável-resposta nos modelos de regressão desenvolvidos na segunda etapa desta tese.

O objetivo específico da segunda etapa é investigar qual o efeito das mudanças ocorridas nas características individuais, familiares e escolares dos alunos da 4ª série do ensino fundamental sobre as mudanças temporais no desempenho escolar. Utilizando como referência os estudos já consolidados na literatura sobre os fatores associados ao desempenho, podemos dizer que o desempenho escolar de um estudante é produzido através de diferentes insumos, que incluem as características observáveis e não observáveis do aluno e da escola por ele freqüentada. Cada um desses insumos possui uma determinada produtividade ou taxa de retorno (dada pelos coeficientes da regressão), que é necessária para que o mesmo se transforme em proficiência escolar. Esta relação de produtividade entre os insumos individuais, familiares e escolares e o produto final (no caso deste trabalho, o desempenho escolar) constitui-se a essência da função de produção educacional.

Tomando como base a função de produção educacional, consideramos que as variações na proficiência escolar observadas no período entre 1997 e 2005 podem ser explicadas por três fontes: 1) mudanças na composição das características ($X's$) observáveis relacionadas ao aluno e à escola – *efeito composição*; 2) mudanças na produtividade ou taxa de retorno ($\beta's$) dessas características – *efeito retorno*; e 3) mudanças na composição e retorno das características não observadas dos estudantes e das escolas – *efeito resíduo*.

Para identificar estes efeitos, utilizamos as metodologias de decomposição desenvolvidas e consolidadas nos estudos econômicos sobre as desigualdades salariais no mercado de trabalho. Trata-se do método de decomposição desenvolvido por Oaxaca (1973) e Blinder

(1973) e do método de microssimulação contrafactual elaborado por Juhn, Murphy e Pierce (1993)⁷. Em comum, estes métodos decompõem o diferencial da resposta média ($\Delta\bar{Y}$), fornecendo informações sobre o tamanho e o sinal do efeito composição e do efeito retorno. Além disto, o método de Juhn *et. al.* (1993) incorpora o componente associado a mudanças na heterogeneidade não-observada (efeito resíduo) e possibilita a decomposição do diferencial entre períodos ao longo dos quantis da distribuição da variável-resposta. Com esta metodologia, foi possível avaliar os componentes que explicam a diferença na média e na distribuição do desempenho escolar, bem como nas diferenças entre quantis: 90-10, 90-50 e 50-10.

No processo de decomposição, as covariáveis e os produtos da regressão (coeficiente e resíduo – este último apenas em Junh *et al.* (1993)) são utilizados como insumos para simular o cenário contrafactual. Por exemplo, podemos utilizar a função de produção educacional em t_0 e a distribuição do nível socioeconômico dos alunos em t_1 para prever o desempenho escolar, criando-se, assim, uma distribuição fictícia da proficiência escolar, com a vantagem de ter isolado o efeito de alterações no nível socioeconômico sobre as diferenças na proficiência observadas entre t_0 e t_1 .

A idéia em transpor os métodos desenvolvidos na área de economia do trabalho para os estudos educacionais se justifica pela similaridade existente na natureza das variáveis-resposta utilizadas em ambas as áreas: salário e proficiência. Estatisticamente, essas variáveis são classificadas como quantitativas e contínuas e podem ser consideradas importantes preditoras do bem-estar individual. Entretanto, diferentemente dos estudos econômicos, que tradicionalmente consideram apenas as variáveis individuais (por exemplo, escolaridade e experiência dos trabalhadores) como fatores associados ao rendimento do trabalho, nos estudos educacionais, sabemos que tanto variáveis desagregadas por indivíduo quanto aquelas agregadas por escola são importantes preditoras do desempenho escolar.

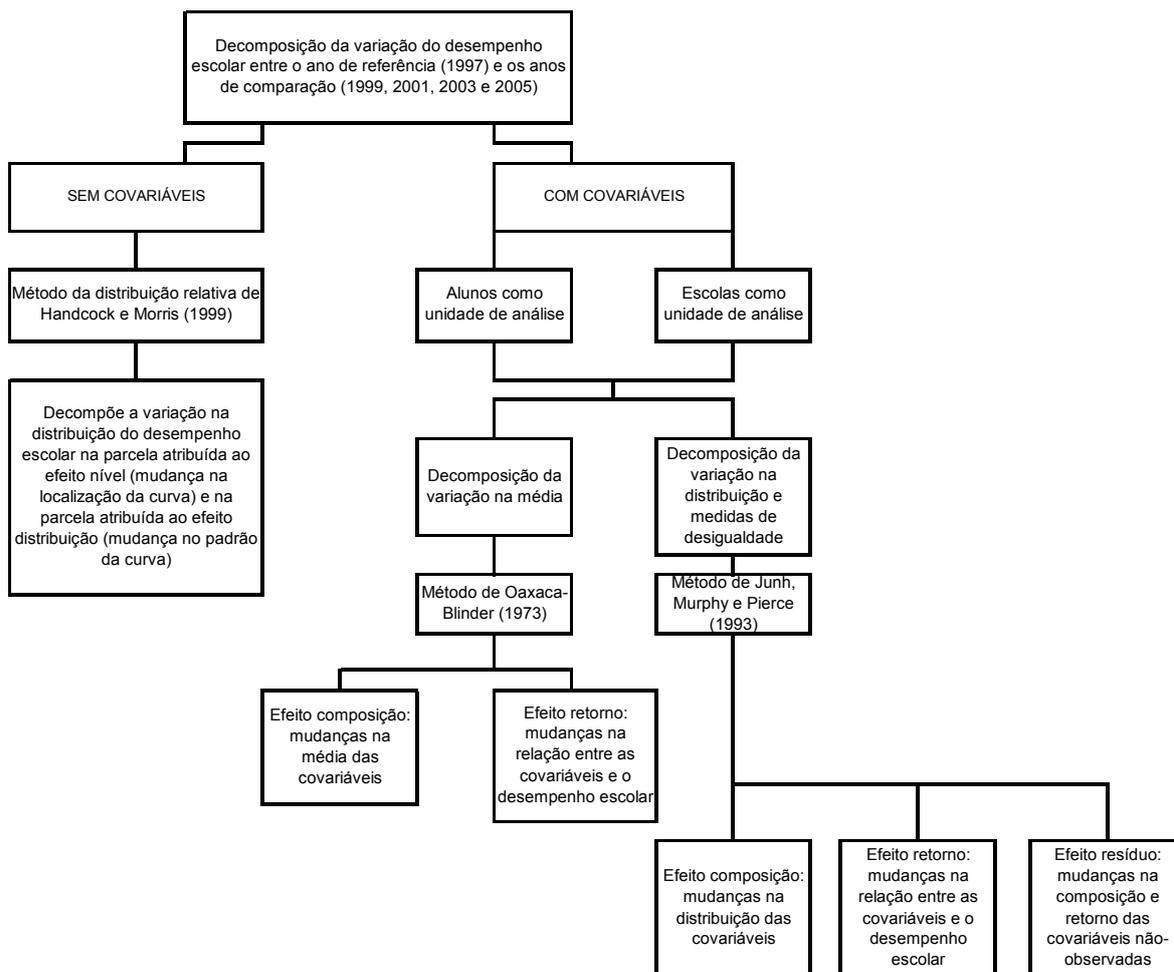
Para lidar com esta hierarquia presente nos dados educacionais e, ao mesmo tempo, decompor a variação do desempenho na unidade micro (aluno) e na unidade macro

⁷ Como exemplo de trabalhos recentes que utilizaram estas metodologias, temos Soares, F.V. (2004), Azevedo e Foguel (2006) e Ulyssea (2007).

(escola), adotamos a estratégia de implementar as regressões separadamente em cada uma das unidades de análise: aluno e escola. Embora reconheçamos que esta estratégia metodológica não seja a melhor opção em estudos que envolvem dados de natureza hierárquica⁸, o seu uso se justifica pela possibilidade de identificar cada um dos efeitos – composição, retorno e resíduo – em ambos os níveis. Como nos exercícios de decomposição estamos interessados apenas na magnitude dos coeficientes e não em sua variância, consideramos que esta alternativa se encaixa ao propósito deste estudo, uma vez que os coeficientes gerados pelo método dos mínimos quadrados ordinários e pelo modelo hierárquico linear são muito similares (Handenbush e Bryk, 2002; Bickel, R., 2007). Portanto, apesar das limitações impostas pelo uso dos modelos de regressão linear clássica aos dados educacionais, consideramos que este estudo contribuiu de forma relevante para literatura de avaliação educacional, pois ainda não há trabalhos que procuram identificar e mensurar os efeitos descritos anteriormente.

O DIAG. 1 apresenta o mapa das decomposições que serão elaboradas neste estudo:

⁸ O método tradicionalmente utilizado para lidar com a hierarquia presente nos dados educacionais é o modelo hierárquico linear. Este método permite a inclusão simultânea de covariáveis mensuradas no nível micro (aluno) e no nível macro (escola), sem incorrer nos problemas derivados do viés de agregação, e produz estimativas não-tendenciosas, consistentes e eficientes dos efeitos fixos (Raudenbush e Bryk, 2002).

DIAGRAMA 1 – Estratégias de decomposição utilizadas neste estudo

A tese é desenvolvida em outros seis capítulos, além desta introdução. No Capítulo 2 são revisados os estudos sobre os fatores associados ao desempenho escolar, com ênfase para o caso brasileiro. O Capítulo 3 é dedicado à apresentação da base de dados, amostra e variáveis selecionadas para os modelos estatísticos. O Capítulo 4 apresenta a metodologia e os resultados da distribuição relativa, que compreendem o primeiro objetivo listado acima. Os Capítulos 5 e 6 apresentam as metodologias e os resultados das decomposições das mudanças temporais no desempenho condicionadas à variação nos componentes da regressão (características, coeficientes e resíduos). O Capítulo 7 apresenta as considerações finais e propostas para agenda de pesquisas futuras.

2 A AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO ESCOLAR: BREVE HISTÓRICO DA ORIGEM E REVISÃO DE ESTUDOS PARA O CASO BRASILEIRO

O capítulo 2 está dividido em quatro seções. Na primeira, foi feita uma revisão da literatura internacional acerca das pesquisas direcionadas para a avaliação da eficácia escolar. Traçamos, de forma sucinta, um histórico que mostra a origem desta linha de pesquisa e o seu desdobramento até os dias atuais.

Na segunda seção, revisamos a literatura sobre os fatores associados ao desempenho escolar no Brasil. Procuramos conhecer quais são e de que forma os atributos individuais, familiares e escolares associam-se ao desempenho alcançado pelos estudantes brasileiros. Esta revisão fornece importantes informações teórico-metodológicas para as próximas etapas desta tese.

Na terceira seção, discorreremos sobre alguns dos atuais e principais problemas da educação no Brasil: o declínio e a manutenção dos baixos níveis de desempenho escolar na educação básica e a sua elevada desigualdade. Esta análise é feita com base na série histórica do SAEB, que contempla o período de 1995 e 2005, e nas evidências apontadas pela literatura que investiga estes problemas.

Na quarta e última seção, propusemos uma síntese da revisão da literatura de avaliação educacional, refletindo sobre as evidências recorrentes e as lacunas que ainda podem ser preenchidas.

2.1 A origem e os desdobramentos no contexto internacional

Estudos empíricos sobre a avaliação da educação escolar têm sido realizados desde o início do século XX nos Estados Unidos (Teddlie e Stringfield, 2007; Madaus *et al.*, 2008). Entretanto, a consolidação de uma linha de pesquisa quantitativa focada na avaliação da relação entre os atributos escolares e o desenvolvimento das habilidades cognitivas dos estudantes ocorreu apenas após a publicação do conhecido Relatório Coleman, em 1966,

nos Estados Unidos (Bogotch *et al.*, 2007; Teddlie e Stringfield, 2007; Creemers, 2007; Brooke e Soares, 2008).

A importância da pesquisa conduzida por James Coleman pode ser atribuída a sua magnitude e originalidade – foi a primeira pesquisa de avaliação escolar em larga-escala a utilizar o desempenho dos estudantes nos testes padronizados de conhecimento como um indicador do resultado educacional (Kochan, 2007; Mosteller e Moynihan, 2008). Entretanto, a característica mais marcante deste estudo foi a inquietante conclusão de que a escola é indiferente no que tange a sua capacidade de conter o hiato educacional e socioeconômico entre os alunos de diferentes grupos sociais (Kochan, 2007; Teddlie e Stringfield, 2007). Isto pode ser notado através do seguinte trecho do relatório:

De uma maneira geral, as fontes de desigualdade de oportunidades educacionais parecem se encontrar, em primeiro lugar, no próprio lar e nas influências culturais que o cercam; depois, elas se encontram na ineficácia das escolas em remover o impacto do lar e no desempenho e na homogeneidade cultural das escolas que perpetua as influências sociais do lar e de seus ambientes (Coleman *et al.*, p. 44, 2008).

Os achados pouco entusiásticos de Coleman *et al.* (2008) foram reforçados em um estudo similar e contemporâneo, publicado na Inglaterra em 1967, conhecido como Relatório Plowden. Os resultados encontrados na Inglaterra também indicavam que a maior parcela da variação do desempenho escolar dos alunos das escolas primárias era ocasionada pelo contexto familiar, especificamente, pelas atitudes dos pais em relação à educação de seus filhos⁹. As condições escolares eram responsáveis por uma pequena fração da variabilidade dos escores obtidos pelos estudantes nos testes de compreensão em leitura (Conselho Consultivo Central para Educação, 2008). Entretanto, o Relatório Plowden destacou a importância das escolas no aprendizado dos alunos, mesmo que essas tenham apresentado uma influência comparativamente pequena àquela obtida pelas atitudes dos pais e condições socioeconômicas da família. O trecho abaixo ilustra essa passagem:

Nossas descobertas podem dar esperança à escola, aos pais interessados e àqueles responsáveis pelas políticas educacionais. Atitudes dos pais

⁹ Para analisar a categoria “atitude dos pais”, os autores consideraram as seguintes variáveis: idade em que os pais gostariam que os filhos deixassem a escola; qual era a escola secundária de suas preferências; se tinham iniciativa em visitar a escola e conversar com diretores e professores; o tempo que dedicava ao convívio com o filho; e se ajudavam o filho no dever de casa (Conselho Consultivo Central para Educação, 2008).

aparecem como uma influência separada porque elas não são monopolizadas por nenhuma das classes... Já as escolas podem exercer sua influência não apenas diretamente nos alunos, mas também indiretamente, através de seu relacionamento com os pais (Conselho Consultivo Central para Educação, p.73, 2008).

Além das descobertas apontadas por Coleman *et al.* (2008), a sua conclusão sobre a ineficácia das escolas foi corroborada no trabalho desenvolvido por Christopher Jencks, em 1972, nos Estados Unidos. Para Jencks (2008, p.50), “as escolas servem principalmente de agências de seleção e certificação, cujo trabalho é medir e rotular pessoas, e, apenas secundariamente, como agências de socialização, cujo trabalho é modificar pessoas”. Neste estudo, Jencks (2008) utilizou os dados de um *survey* longitudinal, iniciado em 1960, denominado *Project Talent*, composto por uma amostra nacional de escolas de ensino secundário nos Estados Unidos. Os resultados confirmaram que os insumos estritamente escolares, como tamanho da turma, número de horas letivas, qualificação dos professores e organização da escola, possuíam pouca ou nenhuma influência sobre o desempenho dos alunos.

A divulgação dos resultados e conclusões destes estudos, em especial o Relatório Coleman, instigou o debate sobre o papel da escola e a sua influência na formação de uma sociedade mais igualitária (Brooke e Soares, 2008). Nos anos que se seguiram à publicação dessas pesquisas, é possível notar o progresso da literatura sobre a eficácia escolar¹⁰, tanto nas regiões desenvolvidas quanto naquelas em desenvolvimento (América Latina e Ásia) e mais pobres (África). Uma compilação e revisão primorosa destes estudos podem ser encontradas em Townsend (2007) e Brooke e Soares (2008).

As primeiras tentativas de explicar o porquê dos resultados pouco promissores apresentados no final da década de 1960, em termos da ineficácia das escolas em promover o sucesso dos estudantes, incidiram sobre os potenciais problemas metodológicos presentes nas pesquisas até então realizadas. Os problemas associados à escolha, definição e medição das variáveis de insumo para caracterizar a escola, bem como alguns problemas estatísticos decorrentes da agregação das variáveis individuais em médias escolares, foram

¹⁰ O termo “eficácia escolar” (*effectiveness school*) tem sido utilizado na literatura para denominar esta linha de pesquisa, cujo cerne se encontra na avaliação da (in)existência de uma relação entre os atributos escolares e o desempenho escolar alcançado pelos estudantes. A escola eficaz é aquela que agrega valor ao conhecimento prévio do aluno, ou seja, interfere positivamente no desempenho do estudante por meio de políticas e práticas escolares.

amplamente discutidos por Madaus *et al.* (2008). Além desses fatores, os pesquisadores também alertaram para o fato de que as descobertas decepcionantes dos estudos anteriores poderiam refletir problemas com a medida de resultado comumente utilizada, dada pelo desempenho cognitivo nos testes padronizados de conhecimento. Para Madaus *et al.* (2008), alguns insumos escolhidos poderiam estar fortemente relacionados a outros resultados, como o desenvolvimento social e o índice de abandono escolar.

A procura por novas metodologias de pesquisa, tanto pela incorporação de novas variáveis de insumo que pudessem representar os processos que acontecem dentro da escola¹¹, quanto pela diversificação das medidas de resultado educacional, levou ao desenvolvimento dos trabalhos de Rutter *et al.* (2008) e Mortimore *et al.* (2008). Os resultados destas pesquisas mostraram que o nível de eficácia das escolas poderia variar de acordo com os resultados que estavam sendo medidos. Por exemplo, algumas escolas podiam não ser eficazes academicamente (em termos de frequência e desempenho cognitivo), mas eram eficazes em promover o desenvolvimento não-cognitivo de seus estudantes¹². Ademais, Mortimore *et al.* (2008), ao utilizar dados de uma pesquisa longitudinal realizada nas escolas primárias inglesas, constataram que o poder da escola em explicar a variação no desempenho dos alunos era aumentado quando se utilizava como medida de resultado o incremento em desempenho escolar. Os resultados do estudo mostraram que enquanto aproximadamente 9% (11%) da variação do desempenho em português (matemática) em um determinado período era(m) explicado(s) pela diferença entre as escolas, este percentual aumentava para 30% (23%) quando a análise era feita sobre o valor adicionado¹³.

¹¹ Um dos problemas citados em relação ao trabalho de Coleman *et al.* (2008) refere-se ao modo de como a relação entre insumos e produto escolares era conduzida. Característica da metodologia “insumo-produto” utilizada pelos autores, as variáveis referentes aos processos internos da escola – aquelas que captam como os recursos e instalações escolares são utilizados pelos alunos e professores – não eram levadas em consideração na análise. Assim, a restrição das variáveis estudadas a um conjunto de indicadores que representavam o *status* da escola – existência de biblioteca, qualificação do professor, tamanho da turma, entre outros – poderiam reduzir a importância da escola para melhoria do desempenho acadêmico dos estudantes (Brooke e Soares, p. 107, 2008; Madaus *et al.*, p.136, 2008; Bogotch, p. 96, 2007).

¹² O desenvolvimento não cognitivo foi reportado pelas atitudes e comportamento dos alunos. Rutter *et al.* (2008) e Mortimore *et al.* (2008) mensuraram esta variável através dos seguintes itens: atraso às aulas, tempo gasto em distrações, conversas não permitidas, gritos durante a aula, quantidade de dano causado ao patrimônio da escola e quantidade de pichação, entre outros.

¹³ Além de dados sobre o valor adicionado, é importante salientar que Mortimore *et al.* (2008) utilizaram os modelos multiníveis, metodologia padrão para o tratamento de dados de natureza hierárquica.

Outras tentativas de validar e/ou refutar os resultados apresentados por Coleman *et al.* (2008) vieram dos estudos desenvolvidos com dados educacionais de países menos desenvolvidos, como o trabalho conduzido por Heyneman e Loxley (1983). A motivação para a investigação da eficácia escolar em países menos desenvolvidos se pautou na preocupação de uma generalização dos achados e conclusões pessimistas que pairavam sobre as sociedades americana e inglesa. Acreditava-se que o efeito da escola sobre o sucesso do aluno em termos do seu aproveitamento educacional seria comparativamente maior nas regiões mais pobres. Esta hipótese era justificada pela identificação de uma elevada carência dos insumos tradicionalmente considerados como indicadores de qualidade da escola e pela iniquidade na distribuição dos mesmos (Heyneman e Loxley, 1983; Buchmann e Hannum, 2001)

Hanushek (1995), com base na revisão de 96 estudos elaborados em países menos desenvolvidos, sintetizou os efeitos de seis recursos escolares – relação professor/aluno, escolaridade do professor, experiência do professor, salário do professor, gasto por aluno e instalações físicas – sobre o desempenho acadêmico dos estudantes. A principal conclusão de sua revisão literária é que não se verificava uma associação clara e sistemática entre a maioria dos insumos escolares analisados e os resultados educacionais dos estudantes. Em grande parte dos estudos (cerca de 50% ou mais), os recursos escolares apresentavam um efeito estatisticamente insignificante sobre o desempenho escolar, enquanto a parte significativa se dividia entre coeficientes positivos e negativos. O destaque foi dado apenas para o insumo relacionado às instalações físicas, que apresentou um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o desempenho escolar na maioria dos trabalhos revisados.

Os resultados reportados por Hanushek (1995) são evidências de estudos realizados até o ano de 1991. Para analisar achados mais recentes, Glewwe e Kremer (2006) analisaram quatro estudos elaborados com dados retrospectivos, desenvolvidos na década de 1990 nos seguintes países: Gana, Jamaica, Índia e Filipinas. Observam que a maior parte das características escolares e docentes avaliadas não eram estatisticamente significativas,

embora salientassem que esse resultado poderia refletir problemas relacionados ao tamanho das amostras e a elevada correlação entre as variáveis incluídas nos modelos¹⁴.

De forma similar às descobertas de Hanushek (1995), Glewwe e Kremer (2006) encontraram associações positivas e significativas entre os insumos relacionados à infraestrutura física da escola (existência de biblioteca, quadro-negro, livros didáticos em sala de aula, qualidade das salas de aula, entre outros) e o desempenho alcançado pelos estudantes. Entretanto, consideraram que devido a não-congruência entre os resultados encontrados, principalmente pela presença simultânea de coeficientes positivos e negativos de uma mesma variável escolar avaliada em diferentes localidades, era difícil chegar a uma conclusão definitiva sobre quais eram os fatores escolares realmente relevantes para o sucesso acadêmico dos estudantes.

Em síntese, a sistemática revisão da literatura elaborada por Hanushek (1995) e Glewwe e Kremer (2006) parecia mostrar uma falta de relação entre os insumos e os resultados escolares, assim como já tinha sido evidenciado nos países mais desenvolvidos como os Estados Unidos e a Inglaterra. Entretanto, os pesquisadores deixaram claro que o fracasso em achar uma relação significativa entre insumos e medidas de resultado não implicava, necessariamente, que as escolas eram todas iguais e que elas não eram capazes de melhorar o desempenho acadêmico de seus alunos. Ao contrário, consideraram que as inferências derivadas desses estudos poderiam refletir problemas metodológicos, tais como a natureza das variáveis escolhidas para mensurar os insumos escolares (Hanushek, 1995) e os possíveis vieses presentes nas estimativas dos parâmetros (Glewwe e Kremer, 2006).

Glewwe e Kremer (2006) destacaram cinco potenciais problemas associados ao uso do modelo de produção escolar do tipo “insumo-produto”: 1) a não inclusão de variáveis não observadas referentes à habilidade nata e à motivação dos estudantes; 2) o viés decorrente da omissão de variáveis de qualidade das escolas e dos professores; 3) o viés de seleção amostral; 4) o erro de medida das covariáveis; e 5) a possível correlação entre as características escolares e o termo de erro da regressão. Em vista desses problemas, os autores relataram descobertas de estudos recentes que utilizaram outras abordagens

¹⁴ O estudo elaborado em Gana contou com uma amostra de 163 estudantes e 18 escolas; na Jamaica, a amostra foi de 355 estudantes e cerca de 40 escolas.

metodológicas, tais como variáveis instrumentais e estudos experimentais. Em suma, os resultados reportados para a Nicarágua, Kenya, Índia e África do Sul, apesar de parecerem mais otimistas, também não eram consensuais em termos de quais eram os atributos escolares que poderiam ser identificados como eficazes para a melhoria do desempenho estudantil.

Com base nesta revisão da literatura internacional, percebe-se que há uma dificuldade em encontrar uma resposta unívoca para a pergunta sobre quais são os fatores-chave de eficácia escolar, ou seja, quais são as características das escolas capazes de melhorar o desempenho acadêmico dos estudantes. Embora alguns pesquisadores, como Sammons *et al.* (1995), com base em uma síntese dos resultados encontrados para os países desenvolvidos, tenham elaborado uma lista dos fatores que idealmente as escolas devem possuir, os mesmos não podem ser tomados como uma “receita” única de sucesso para qualquer escola¹⁵. Conforme salienta Townsend (2007), os resultados relativos aos fatores de eficácia escolar podem variar de acordo com o ambiente social em que a escola se localiza, com as variáveis de resultado utilizadas, com o estágio de desenvolvimento alcançado pela escola, com o país em que a pesquisa foi conduzida, além de poderem variar temporalmente. O que parece consensual entre os trabalhos produzidos “pós-Coleman” é a resposta afirmativa de que as escolas possuem uma influência positiva no desenvolvimento das habilidades cognitivas dos alunos. Fica clara, portanto, a consideração de que a escola faz diferença na vida acadêmica dos estudantes.

Atualmente, os estudos sobre a escola eficaz se concentram mais nos países em desenvolvimento e menos desenvolvidos (Teddle e Stringfield, 2007). Por outro lado, nos Estados Unidos, desde meados da década de 1990, os desdobramentos desta linha de pesquisa se inclinam sobre as questões voltadas para a “responsabilização” escolar – *school accountability* (Kochan, 2007). Uma referência clássica desta política nos Estados Unidos é conhecida pela lei denominada *No Child Left Behind* (NCLB), aprovada em 2002, com o objetivo de melhorar o aprendizado dos alunos (Kochan, p.494, 2007).

¹⁵ Segundo Sammons *et al.* (1995), há pelo menos 11 características associadas à eficácia escolar: 1) liderança profissional; 2) visão e metas partilhadas pelos agentes educativos; 3) ambiente de aprendizagem; 4) concentração no processo ensino-aprendizagem; 5) ensino estruturado com propósitos claramente definidos; 6) expectativas elevadas; 7) reforço positivo das atitudes; 8) monitoramento do processo; 9) direitos e deveres dos alunos; 10) parceria família-escola; 11) organização orientada para a aprendizagem.

Recentemente, é possível notar a implantação deste sistema nos países da América Latina (Gropello, 2007). No caso do Brasil, a iniciativa deste sistema se deu recentemente através do estabelecimento de metas educacionais para a melhoria do desempenho escolar, como pode ser visto no relatório Todos Pela Educação (2008), considerado um importante instrumento no sentido de introduzir uma cultura de estabelecimento e cumprimento de metas no ambiente institucional.

2.2 A avaliação do desempenho escolar no Brasil: a busca pelos fatores associados

No Brasil, as pesquisas direcionadas para a avaliação do desempenho escolar iniciaram-se após a consolidação do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica – SAEB. O SAEB foi instituído no início da década dos anos de 1990 com o objetivo coletar os dados sobre o desempenho acadêmico dos alunos e as condições extra e intra-escolares que nele interferem (Franco, 2001). Os estudos que utilizam essa base de dados têm como principal objetivo conhecer quais são as características do sistema de ensino e das escolas capazes de agregar valor às habilidades e competências cognitivas dos estudantes. Estas características são denominadas pela literatura como “fatores associados ao desempenho escolar”. Uma vez identificados os fatores importantes para o sucesso acadêmico, a idéia é que os mesmos possam ser implementados nas instituições de ensino com o intuito de melhorar o desempenho escolar e minimizar a desigualdade educacional que acomete os estudantes de diferentes estratos sociais.

O início do desenvolvimento desta linha de pesquisa no Brasil ocorreu em um período em que a literatura internacional já estava amplamente consolidada e desenvolvida. Assim, os pesquisadores brasileiros puderam usufruir dos avanços metodológicos para mensurar tanto a magnitude do efeito-escola quanto a associação entre as variáveis do sistema de ensino e o desempenho acadêmico dos alunos. Portanto, a maioria dos estudos que trabalha com os dados do SAEB utiliza o modelo multinível ou hierárquico desenvolvido na década de 1980 (Fletcher, 1998; Ferrão e Fernandes, 2001; Ferrão *et al.*, 2001; César e Soares, 2001; Soares, César e Mambrini, 2001; Albernaz *et al.*, 2002; Soares e Collares, 2006; Franco *et al.* 2007; Soares e Candian, 2007; Picchetti *et al.*, 2008).

Este método permite, no limite do modelo utilizado, dividir a variância dos escores individuais da proficiência escolar no componente explicado pelas diferenças individuais e familiares dos estudantes e no componente explicado pelas diferenças entre as escolas (efeito-escola). A contribuição de cada uma dessas fontes para a variação total do desempenho escolar é de grande interesse por parte dos pesquisadores. Em geral, a ênfase é dada no efeito-escola devido à finalidade da instituição de ensino em agregar valor ao conhecimento prévio do aluno, preparando-o e qualificando-o para o mercado de trabalho. Ademais, a escola é mais sensível às ações de políticas públicas educacionais.

Um resultado comum a esses estudos é a constatação da grande importância dos recursos familiares para o desempenho acadêmico do estudante. Usualmente, esta variável é medida através de um indicador síntese que compreende aspectos da condição social, econômica e cultural da família, como o nível de instrução dos pais, a infra-estrutura do domicílio, a existência de livros e jornais na casa do estudante, entre outros. Os resultados mostram a elevada magnitude do coeficiente do nível socioeconômico familiar, que se associa positivamente aos resultados educacionais, e a sua alta significância estatística¹⁶. Além deste fator, há fortes evidências de que algumas características individuais do estudante, tais como a trajetória escolar, o sexo e a cor exercem influência sobre o seu nível de aprendizado (Fletcher, 1998; Ferrão e Fernandes, 2001; Albernaz *et al.*, 2002; Menezes-Filho, 2007).

Embora as evidências brasileiras respaldem os achados da literatura internacional, indicando que os fatores familiares se sobressaem na capacidade preditiva do desempenho acadêmico, vários estudos concluem dizendo que os fatores escolares também são importantes. Nas palavras de César e Soares (2001), o poder explicativo dos fatores escolares é suficientemente alto para provocar uma mudança na trajetória escolar dos alunos. Conclusão similar é apresentada por Ferrão e Fernandes (2001), quando dizem que há evidências suficientes para considerarem que a escola brasileira faz diferença nos resultados educacionais.

¹⁶ No contexto de avaliação da importância dos fatores familiares, é relevante citar o trabalho de Soares e Collares (2006). Para os autores, a utilização de um indicador síntese da influência da família sobre o desempenho do estudante “acaba prejudicando o estudo das políticas escolares e sociais que podem ser desenvolvidas através da parceria escola-família” (Soares e Collares, p. 616, 2006). Portanto, sugerem que a influência da família seja mensurada através de dois construtos que representem os recursos econômicos e os recursos culturais da família.

De fato, as estatísticas mostram que o percentual da variabilidade total da proficiência escolar atribuído às diferenças entre escolas é elevado no Brasil. O QUAD. 1 resume alguns resultados.

QUADRO 1 – Percentual da variância do desempenho escolar atribuído à diferença entre as escolas, obtido com base nos estudos que utilizam o SAEB

Artigos	Ciclo de avaliação do SAEB	Série escolar	Disciplina	Rede de ensino	Abrangência territorial	Variância atribuída às escolas
Fletcher (1998)	1995	8a série do EF	Matemática	Total	Brasil	31,2%
Ferrão e Fernandes (2001) ⁽²⁾	1997	4a série do EF	Matemática	Total	Sudeste	26,0%
César e Soares (2001) ⁽³⁾	1999	8a série do EF	Matemática	Total	Brasil	35,1%
Franco et al. (2007)	2001	4a série do EF	Matemática	Total	Brasil	39,0%
Menezes-Filho (2007)	2003	4a e 8a séries do EF e 3a série do EM	Matemática	Total	Estados	10% a 30%
Picchetti <i>et al.</i> (2008)	2005	4a série do EF	Matemática	Total	Brasil	40,9%
		8a série do EF				40,4%
		3a série do EM				50,0%
		4a série do EF	35,7%			
		8a série do EF	32,0%			
		3a série do EM	Português			44,0%

Notas:

(1) É importante deixar claro que estes resultados provêm de modelos nulos ou incondicionais. Não há, portanto, controle pelo nível socioeconômico da escola.

(2) Ferrão e Fernandes (2001) estimaram um modelo de três níveis: escola, turma e aluno.

(3) César e Soares (2001) estimaram um modelo de três níveis: Estado, escola e aluno.

Como é possível notar, a variância atribuída às diferenças entre as escolas é relativamente elevada no Brasil, quando comparada àquela obtida para os países mais desenvolvidos¹⁷. Este resultado justifica o esforço despendido pela busca das características escolares que afetam o desempenho acadêmico dos estudantes brasileiros. Se a escola é responsável por grande parte da variabilidade observada no desempenho dos alunos, pode-se inferir que alunos com características individuais e familiares semelhantes podem atingir diferentes níveis de proficiência simplesmente pelo fato de estudarem em escolas distintas. Neste caso, mudanças na estrutura escolar resultam em mudanças nos resultados educacionais. Com base nestas evidências para o caso brasileiro, cabe aos pesquisadores avaliar cuidadosamente os fatores escolares que mais contribuem para as diferenças nas proficiências dos estudantes.

¹⁷ Teddlie e Stringfield (2007, p. 144), com base em uma revisão da literatura sobre o efeito escola nos Estados Unidos e Inglaterra, concluiu que a magnitude deste efeito variava entre 8% a 16%. Soares e Candian (2007, p.5) mostram que o efeito da escola no contexto internacional varia entre 8% e 20%.

É consenso na literatura nacional a afirmação de que o nível socioeconômico médio do corpo discente é a característica que mais contribui para a desigualdade de notas entre as escolas. Entretanto, os estudos deixam claro que a composição socioeconômica dos alunos, apesar de ser uma variável agregada da escola, não está sob o seu controle imediato (César e Soares, 2001; Ferrão *et al.*, 2001; Soares, 2004). Isto se explica pelo fato da alocação dos estudantes às escolas não ser feita de forma aleatória, já que a condição econômica dos pais tem um peso considerável na escolha da escola que o filho vai frequentar. Assim, o público escolar de maior nível socioeconômico tende a frequentar as melhores escolas, enquanto o alunado de menor nível socioeconômico tende a frequentar as escolas com instalações precárias e com professores menos qualificados. Por este motivo, esta variável é considerada como uma característica do contexto escolar e não está associada às políticas e práticas internas da escola (César e Soares, 2001; Soares e Candian, 2007).

Para avaliar o verdadeiro potencial que a escola tem para influenciar o desempenho acadêmico de seus alunos, os estudos sugerem que a partição da variância seja calculada livre do efeito das variáveis relacionadas à composição social da escola¹⁸ (Ferrão *et al.* 2001; Soares, 2004; Soares e Candian, 2007). Quando este procedimento é adotado, os resultados naturalmente mostram uma redução da magnitude da parcela da variância atribuída à escola¹⁹. Entretanto, como salienta Soares (p. 97, 2004):

“o valor remanescente, compatível com os trabalhos internacionais na área, é suficientemente grande para reconhecermos que existe variação entre as escolas de maneira que a escola frequentada faz diferença na vida do aluno. Em outras palavras, é possível melhorar o desempenho dos alunos através da ação sobre estruturas escolares.”

¹⁸ César e Soares (2001) argumentam que o nível sócio-econômico médio não é suficiente para captar todo o efeito contextual da escola. Para tanto, deve-se incluir na análise uma medida de variabilidade dessa característica, como o seu desvio-padrão. Fletcher (1998) incorpora no modelo as variáveis referentes à média do logaritmo da idade, proporção de alunos da cor branca e proporção de alunos do sexo masculino para cobrir outros aspectos relacionados à composição social do público escolar.

¹⁹ Fletcher (1998) observou que, após o controle das variáveis associadas à composição social do corpo discente, a proporção da variância do desempenho atribuída às diferenças entre as escolas era de 14%. Ferrão *et al.* (2001), com base nos dados do SAEB de 1999, constataram que após expurgar o efeito do nível sócio-econômico médio, as estimativas da variância entre as escolas para as cinco regiões brasileiras reduziram de 21% a 35% para 7,6% a 12,1%. De forma similar, Soares (2004) verificou que após o controle pelo nível socioeconômico médio da escola, o coeficiente de correlação intraclasse foi de 12,3%, para os dados do desempenho em matemática na 8ª série do ensino fundamental em 2001.

Diante da possibilidade de verificar a relação entre outras características específicas da escola e o desempenho acadêmico, e da importância que esses achados teriam para o planejamento de políticas voltadas para a melhoria do aprendizado, vários outros fatores de eficácia escolar foram avaliados pela literatura nacional, desde a implantação do SAEB.

As primeiras evidências surgiram com o estudo desenvolvido por Fletcher (1998), que utilizou os dados da edição de 1995 do SAEB para a 8ª série do ensino fundamental. O estudo revelou que as variáveis relacionadas às instalações e equipamentos escolares apresentavam uma associação positiva e significativa com o desempenho do aluno. Associações mais modestas foram obtidas com as variáveis relacionadas ao salário do diretor, conservação da escola e empenho pedagógico.

Resultados similares foram encontrados por Ferrão e Fernandes (1999), com base nos dados do SAEB de 1999, para a 4ª série do ensino fundamental. Os autores constataram que as variáveis de infra-estrutura e equipamentos escolares tinham um forte impacto na proficiência dos alunos e explicavam 54% da variabilidade da proficiência entre as escolas. Após o controle dessas variáveis, constataram ainda uma associação significativa entre as características dos professores e a capacidade de interação com a turma.

Ferrão *et al.* (2001) também reportaram o efeito significativo e positivo das variáveis de infra-estrutura, segurança e limpeza sobre o desempenho dos estudantes da 4ª série do ensino fundamental em 1999. Por outro lado, não encontraram uma relação estatisticamente significativa do desempenho estudantil e os critérios adotados para a criação de turmas e para o processo de recuperação de notas. No trabalho de Albernaz *et al.* (2002), a qualidade da infra-estrutura física da escola – recursos financeiros, salas arejadas e silenciosas – e o nível de instrução dos professores contribuíram para um melhor desempenho dos alunos da 8ª série do ensino fundamental em 1999.

Franco *et al.* (2007), com base nos dados do SAEB de 2001, relatou um efeito positivo de aumento do desempenho médio das escolas associado às variáveis de ênfase acadêmica – demanda por dever de casa, biblioteca em sala e bom clima disciplinar. Esta mesma edição do SAEB foi utilizada por Soares (2004), onde o autor encontrou uma associação estatisticamente significativa e positiva entre algumas características do professor – salário, licenciatura em matemática, expectativa, relação com o diretor e a equipe, percepção de problemas internos da escola – e características de infra-estrutura das escolas –

equipamentos, segurança, limpeza, qualidade das salas, entre outras. Entretanto, ressaltou que a magnitude dos efeitos de todos os fatores escolares incluídos na análise era pequena.

Conclusão similar foi descrita por Menezes-Filho (2007), quando verificou que variáveis escolares, tais como o número de computadores na escola, o processo de seleção do diretor e dos alunos, a escolaridade, idade e salário dos professores, apesar de estatisticamente significativas, exerciam influências reduzidas sobre o desempenho dos alunos em 2003. Ademais, com base em sua análise, ressaltou que a única variável que afetou consistentemente o desempenho do aluno estava associada ao tempo que o aluno permanecia na escola.

Estudos recentes consideram que o impacto reduzido das características da escola sobre a performance dos alunos pode ser explicado pela dificuldade em medir com precisão as variáveis que representam a qualidade do sistema de ensino (Felício e Fernandes, 2005; Gremaud *et al.*, 2007). Assim, a fraca associação entre os insumos escolares e o desempenho dos alunos não seria uma evidência de que a escola não importa, mas, sim, uma consequência da baixa capacidade dos insumos escolares em medir o real esforço ou qualidade escolar. Na tentativa de superar esse problema, Felício e Fernandes (2005) e Gremaud *et al.* (2007) procuram investigar o efeito da escola através de diferentes metodologias que independem da utilização dos dados relacionados às características escolares.

Felício e Fernandes (2005) utilizam uma técnica de decomposição para isolar a proporção da desigualdade de notas dos alunos da 4ª série do ensino fundamental em São Paulo que era atribuída à escola, e o método de efeitos fixos, com variáveis indicadoras para cada escola²⁰, com o propósito de estimar a contribuição que cada uma teria no desempenho dos alunos. Com o uso da primeira técnica, verificam que a escola pode explicar entre 0 e 28,4% da desigualdade total de notas em Português e entre 8,7 e 34,4% em Matemática. Com os resultados da segunda técnica, foi possível construir um ordenamento das escolas com maior efeito sobre o desempenho dos alunos e, em seguida, efetuar simulações para

²⁰ No modelo, foram incluídas as variáveis relacionadas à infra-estrutura da escola (sala arejada, iluminação, barulho), o percentual de alunos que freqüentam a biblioteca, o salário do diretor, a experiência e escolaridade do professor, os problemas associados à ausência de professores e os problemas associados às faltas de alunos.

investigar o que aconteceria se um aluno estudasse em uma escola que tivesse uma média de desempenho representativa das cinco melhores escolas. Observou-se que estes alunos teriam o seu desempenho aumentado.

Gremaud *et al.* (2007), com base nos dados da Prova Brasil de 2005, propuseram a criação de um indicador do efeito-escola através da diferença entre o desempenho médio das escolas observado e o desempenho médio estimado, livres dos efeitos do *background* familiar e das características contextuais da escola. Concluem dizendo que o indicador é eficiente para a identificação de escolas com boa qualidade e pode subsidiar pesquisas qualitativas e quantitativas que “levantem as boas práticas” e os processos eficientes adotados por estas escolas.

Nesta linha de estudos recentes que buscam outras metodologias para avaliar a relação entre a qualidade da escola e o desempenho escolar, podemos citar, também, o trabalho elaborado por Biondi e Felício (2008). Neste, as autoras utilizam um painel de escolas do SAEB²¹ e o Censo Escolar e aplicam os métodos de mínimos quadrados ordinários e efeitos fixos para encontrar os fatores escolares associados ao desempenho em matemática dos alunos da 4ª série do ensino fundamental das escolas públicas brasileiras. O uso dos dados em painel é justificado pelas autoras pela vantagem de poder controlar pelas características não observáveis dos indivíduos e, assim, evitar o viés de variável omitida. Dentre os resultados obtidos no estudo, observaram que a ausência de rotatividade dos professores ao longo do ano letivo, a experiência média dos professores superior a dois anos em sala de aula e a existência na escola de conexão com a internet afeta positivamente o resultado médio dos alunos de determinada escola.

Nos últimos anos, pesquisas desenvolvidas com a utilização das medidas de aprendizado dos alunos têm se expandido para além dos estudos sobre os fatores associados, no sentido de introduzir indicadores-síntese da qualidade e equidade do ensino no Brasil. Como exemplo, temos a criação do índice de desigualdade educacional elaborado por Soares

²¹ Entre 1999 e 2003, um subgrupo de escolas foi mantido na amostra do SAEB e, assim, foi possível construir um painel de escolas, de forma que a proficiência média dos alunos das mesmas escolas fosse observada ao longo do tempo (Biondi e Felício, 2007)

(2006) e Soares e Marotta (2009) e o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica, o IDEB, proposto por Fernandes (2007).

A desigualdade existente no desempenho escolar dos alunos é um dos problemas considerados na literatura educacional. A importância de melhorar a equidade do ensino é um dos pontos colocados no trabalho de Soares (2006). Neste estudo, o autor cria o índice de desigualdade educacional com base na proficiência escolar dos estudantes da 8ª série do ensino fundamental avaliados pelo SAEB em 2003²². Os resultados mostram que a desigualdade de desempenho escolar é elevada no Brasil, situando-se em um patamar de 0,635 (em uma escala de 0 a 1), superior à desigualdade de renda dada pelo valor de Gini de 0,545, em 2003. A desigualdade é ainda maior entre os grupos mais vulneráveis, compostos pelas crianças negras, com baixo nível socioeconômico e residentes nas regiões mais pobres do país. Em uma análise temporal, o estudo revela o aumento da desigualdade educacional intra-grupo. Entre os estudantes mais pobres, pertencentes ao primeiro quartil da distribuição do nível socioeconômico, o índice de desigualdade passou de 0,865, em 1997, para 0,877, em 2003.

Em um trabalho mais recente, Soares e Marotta (2009) incorporam novos elementos a este índice de desigualdade. Adotam como referência a distribuição do desempenho dos alunos dos países pertencentes à OCDE, avaliados pelo PISA, e utilizam o método da distribuição relativa (proposto nesta tese) para mensurar a desigualdade e o déficit educacional em uma perspectiva temporal. Os resultados evidenciam um grande déficit educacional no Brasil dado pelo elevado distanciamento entre o desempenho dos alunos brasileiros e o desempenho dos alunos avaliados pelo PISA, cujo ápice se deu no ano de 1999, dentre os anos incluídos no estudo – 1997 a 2005.

A criação do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), uma medida agregada de três indicadores educacionais (desempenho, reprovação e evasão escolares), surgiu da necessidade de um indicador-síntese que pudesse ser utilizado para sinalizar e

²² Soares (2006) criou o índice de desigualdade educacional inspirado na métrica do índice de Gini., que mede a desigualdade de renda. Entretanto, há uma diferença fundamental entre essas duas abordagens: enquanto a desigualdade de renda é mensurada pela distância entre a distribuição de renda observada e uma determinada renda que seria igual para todos os indivíduos da população, a desigualdade educacional é mensurada pela distância entre a distribuição dos escores observada e uma *distribuição* ideal, formada pela dispersão da proficiência dos estudantes que frequentam 10% das escolas com maior média de nível socioeconômico.

estabelecer metas de qualidade do ensino no Brasil. Entre 2005 e 2007 foi possível notar um aumento neste indicador. No Brasil, por exemplo, o índice para o total de escolas passou de 3,8, em 2005, para 4,2, em 2007, em uma escala que vai de 0 a 10. De acordo com o INEP (2009), nos anos iniciais do ensino fundamental, mais de 50% do crescimento do IDEB é explicado pelo aumento no desempenho escolar – em especial, na disciplina de matemática. Para conhecermos mais sobre os aspectos da evolução do desempenho escolar dos alunos avaliados pelo SAEB, desde o ciclo de avaliação realizado em 1995, elaboramos a seção seguinte.

2.3 A evolução do desempenho escolar no decênio 1995-2005

Desde o início da avaliação do desempenho escolar dos estudantes da educação básica brasileira, na década de 1990, nota-se uma preocupação com os baixos níveis alcançados pelos alunos. Esta preocupação se intensificou com a constatação de uma tendência declinante deste indicador da qualidade da educação ao longo de 1995 e 2005, apontada pelos dados do SAEB, como mostra a TAB.1:

TABELA 1 - Nível médio e variação da proficiência escolar, por disciplina e série, Brasil, 1995 a 2005

Disciplina e série	Nível médio da proficiência escolar**						Diferença entre as médias (2) - (1)
	1995 (1)	1997	1999	2001	2003	2005 (2)	
Português							
4ª série do EF	188,3	186,5	170,7	165,1	169,4	172,3	-15,9*
8ª série do EF	256,1	250,0	232,9	235,2	232,0	231,9	-24,2*
3ª série do EM	290,0	283,9	266,6	262,3	266,7	257,6	-32,5*
Matemática							
4ª série do EF	190,6	190,8	181,0	176,3	177,1	182,4	-8,3*
8ª série do EF	253,2	250,0	246,4	243,4	245,0	239,5	-13,7*
3ª série do EM	281,9	288,7	280,3	276,7	278,7	271,3	-10,6*

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica - (SAEB), 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: (*) Diferenças significativas a 1%, de acordo com o resultado do teste de médias.

(**) Para o cálculo dos níveis médios da proficiência escolar foram utilizados os pesos amostrais.

Observa-se que o desempenho escolar médio apresentou uma trajetória declinante em todas as séries escolares pesquisadas – 4ª e 8ª séries do ensino fundamental e 3ª série do ensino médio –, nas disciplinas de língua portuguesa e matemática. Houve apenas um pequeno aumento no desempenho médio da 4ª série do ensino fundamental em 2003 e

2005. Entretanto, as médias ainda permanecem inferiores àquelas observadas nos primeiros ciclos de avaliação do SAEB e não podem ser interpretadas como uma melhora efetiva da qualidade do ensino, já que os níveis alcançados situam-se abaixo daqueles considerados adequados para a série em questão²³.

O declínio ocorrido entre 1995 e 2005 foi maior na disciplina de língua portuguesa. A nota média dos alunos da 4ª série caiu 15,9 pontos na escala de proficiência. Na 8ª série do ensino fundamental e 3ª série do ensino médio, a queda foi de 24,2 e 32,5 pontos, respectivamente. Embora o declínio em matemática tenha sido menor, a diferença entre as médias apresentou-se estatisticamente significativa em todos os níveis de ensino, assim como em português. Na 4ª e 8ª séries do ensino fundamental, houve uma queda de 8,3 e 13,7 pontos na escala de proficiência, respectivamente, enquanto na 3ª série do ensino médio o declínio foi de 10,6 pontos.

A constatação desta tendência declinante da proficiência escolar, por parte dos pesquisadores e autoridades governamentais, principalmente após a divulgação dos resultados do ciclo de avaliação do SAEB de 1999, desencadeou uma onda de reflexões acerca do problema da qualidade do ensino no Brasil. Ao mesmo tempo em que o país comemorava o sucesso das políticas voltadas para a universalização do acesso ao ensino fundamental, emergiam outras fraquezas do sistema de ensino nacional como o declínio e a manutenção do baixo desempenho escolar alcançado pelos estudantes brasileiros.

A primeira justificativa dada para a piora no aproveitamento médio dos alunos esteve associada ao aumento da cobertura do ensino fundamental, que ocorreu, principalmente, devido à inclusão de crianças com baixo nível socioeconômico²⁴ no sistema de ensino. Nas palavras de Souza (2006):

“A experiência internacional ensina que em períodos de forte incorporação de novos segmentos populacionais à escola deve-se esperar

²³ De acordo com a escala de desempenho proposta nos relatórios do INEP (2003a, 2003b), espera-se que os alunos da 4ª série do ensino fundamental tenham um desempenho igual ou superior a 250. Neste estágio, os alunos apresentam as habilidades e competências compatíveis com aquelas requeridas para a 4ª série do ensino fundamental.

²⁴ Souza (2005) mostra que a taxa de atendimento das crianças de 7 a 14 residentes em domicílios cuja renda situa-se no 1º quinto da distribuição (20% mais pobres) aumentou de 75% para 94% entre 1992 e 2000. Neste mesmo período, a taxa de atendimento das crianças de 7 a 14 anos das famílias que compõem o estrato dos 20% mais ricos aumentou apenas 2 pontos percentuais, passando de 97% para 99%.

uma queda apreciável nos índices de desempenho dos alunos do conjunto do sistema educacional. Isso não significa que o sistema tenha piorado em termos de qualidade com o ingresso de alunos provenientes de famílias mais humildes e menos instruídas. Desde logo, os novos integrantes do sistema estão muito melhor do que estavam antes de ingressarem na escola, pois estão aprendendo. Seu desempenho inicial, porém, é inferior aos demais alunos que já estavam na escola e que provêm de famílias mais educadas. Como consequência, a média do novo conjunto de estudantes é menor do que a existente antes da incorporação maciça dos novos alunos” (p. 4).

Embora o discurso oficial seja desprovido de evidências empíricas mais aprofundadas e se respalde apenas nos achados internacionais, o argumento utilizado se sustenta nos resultados encontrados pela literatura sobre os fatores associados ao desempenho escolar no Brasil (Fletcher, 1998; César, Soares e Mambrini, 2001; Ferrão e Fernandes, 2001; Ferrão-Barbosa *et al.*, 2001; Albernaz *et al.*, 2001; Soares, 2004; Soares, 2005). Como já descrito na seção anterior, há consenso que o nível socioeconômico dos alunos é o fator que mais se associa ao desempenho escolar. Em outras palavras, pais com elevado (baixo) capital econômico e cultural são mais (menos) propensos a incentivarem e valorizarem o estudo de seus filhos. Assim, o aumento na proporção de crianças com baixo nível socioeconômico no sistema de ensino levaria ao aumento na proporção de piores resultados escolares e, conseqüentemente, reduziriam o desempenho médio global.

De fato, no período posterior às reformas educacionais implementadas na década de 1990, há uma coincidência entre o aumento na proporção de alunos com mães menos escolarizadas e uma maior magnitude da redução na média do desempenho escolar, como mostram as TAB. 2 e 3.

TABELA 2 - Proporção de alunos por escolaridade materna, por série escolar, matemática, Brasil, 1995 a 2005

		Percentual de alunos por escolaridade materna					
		1995	1997	1999	2001	2003	2005
4ª série do EF	Todos os alunos						
	Mãe que nunca estudou	-	6,27	7,16	8,57	5,14	3,62
	Mãe com 9 anos ou mais de estudo	-	21,27	16,58	15,34	24,60	23,54
	Alunos do 1º decil						
	Mãe que nunca estudou	-	10,44	13,06	16,29	10,61	8,15
	Mãe com 9 anos ou mais de estudo	-	13,35	7,86	9,11	13,43	10,56
8ª série do EF	Alunos do 10º decil						
	Mãe que nunca estudou	-	0,87	1,53	1,24	0,42	0,45
	Mãe com 9 anos ou mais de estudo	-	46,31	42,27	47,33	59,27	53,33
	Todos os alunos						
	Mãe que nunca estudou	7,63	5,81	9,03	6,75	5,54	4,82
	Mãe com 9 anos ou mais de estudo	27,63	36,87	26,37	27,26	31,49	31,58
4ª série do EF	Alunos do 1º decil						
	Mãe que nunca estudou	18,51	13,67	17,81	11,77	12,75	7,93
	Mãe com 9 anos ou mais de estudo	8,91	20,1	12,39	11,98	14,39	16,90
	Alunos do 10º decil						
	Mãe que nunca estudou	1,45	0,69	0,40	0,53	0,04	0,41
	Mãe com 9 anos ou mais de estudo	62,13	81,6	73,86	75,83	80,3	76,25

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica – SAEB, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: 1) Não há dados de escolaridade materna para os alunos da 4ª série do ensino fundamental no ano de 1995.

TABELA 3 - Diferença no nível do desempenho escolar médio, por disciplina e série escolar, Brasil, 1995 a 2005

Disciplina e série	Diferença do desempenho escolar médio entre os anos:				
	1997 e 1995	1999 e 1997	2001 e 1999	2003 e 2001	2005 e 2003
Português					
4ª série do EF	-1,8	-15,7	-5,6	4,3	2,9
8ª série do EF	-6,1	-17,1	2,3	-3,2	-0,1
Matemática					
4ª série do EF	0,2	-9,8	-4,7	0,9	5,3
8ª série do EF	-3,2	-3,7	-3,0	1,6	-5,5

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica – SAEB, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Como se observa pela TAB. 2, na 4ª série do ensino fundamental, a proporção de alunos com mães que nunca estudaram aumentou no período de 1997 a 2001. Neste mesmo período, a proporção relativa de alunos com mães mais escolarizadas se reduziu. Este resultado é mais evidente entre os alunos situados no 1º decil da distribuição da proficiência. Entre 1997 e 1999, observa-se que a magnitude do declínio da média do desempenho escolar supera todos os outros períodos analisados, de acordo com a TAB. 3. Na 8ª série do ensino fundamental, quando se considera o total de alunos, observa-se que a proporção com mães não escolarizadas aumentou entre 1997 e 1999, passando de 5,81% para 9,03%. Este comportamento reflete o que ocorreu no primeiro décimo da distribuição.

Entre os alunos mais qualificados, situados no último décimo, observa-se um declínio na proporção de alunos com mães sem escolaridade entre 1995 e 1999.

A mudança na composição social dos estudantes é apenas uma das faces das alterações ocorridas no perfil do alunado. Estudos recentes têm enfatizado a melhoria do fluxo escolar, verificada na década de 1990, como um dos fatores desencadeadores de mudanças na composição etária do grupo de alunos que freqüenta determinada série escolar (Neri e Carvalho, 2002; Fernandes e Natenzon, 2003; Alves, 2007). Conforme salienta Neri e Carvalho (2002):

“A política de aprovação automática tende a incentivar a entrada na escola daqueles com baixo desempenho esperado. Entretanto, talvez o principal efeito da aprovação automática seja sobre a estrutura etária obtida em cada série avaliada pelo SAEB. Neste caso, é desejável uma análise do efeito composição entre idades em cada série” (p. 6).

Com o objetivo de evitar os vieses de seletividade na medição da qualidade do ensino produzidos pela expansão das matrículas e, principalmente, pelo aumento nas taxas de aprovação, estes estudos procuram comparar a evolução do desempenho escolar entre coortes, ao invés de compará-lo entre as séries avaliadas pelo SAEB. A idéia é que, ao comparar o desempenho entre gerações sucessivas, por exemplo, entre as coortes de crianças com 10 anos de idade ao longo dos anos em que o SAEB foi aplicado, obtêm-se estimativas das habilidades e competências cognitivas livres do efeito de mudanças na composição etária das turmas que freqüentam a 4ª série do ensino fundamental.

Dado que uma parcela da população de crianças com 10 anos de idade não foi avaliada pelo SAEB, seja por não freqüentar a escola ou por estar atrasada/adiantada em relação à série escolar incluída na avaliação, os pesquisadores desenvolveram metodologias²⁵ que combinam os dados do SAEB com os dados de outras pesquisas²⁶ para obter as

²⁵ Detalhes sobre os ajustes metodológicos podem ser encontrados nos próprios trabalhos: Neri e Carvalho (2002); Fernandes e Natenzon (2003) e Alves (2007). Na revisão feita neste trabalho, ênfase é dada nos resultados encontrados pelos pesquisadores e nas suposições elaborada pelos mesmos.

²⁶ Neri e Carvalho (2002) e Fernandes e Natenzon (2003) utilizam os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) nos anos em que o SAEB foi aplicado. Além da PNAD, Alves (2007) utiliza a base de dados do Nova Escola de 2004, um programa de avaliação discente da rede estadual do Rio de Janeiro, que testa alunos em diferentes séries do Ensino Fundamental, cujas medidas de proficiência são comparáveis com o SAEB.

informações faltantes sobre o desempenho escolar da coorte em análise²⁷. Alguns resultados destes estudos estão sintetizados no QUAD. 2:

QUADRO 2 - Resumo dos resultados encontrados na literatura sobre a relação entre a melhoria no fluxo escolar e o desempenho escolar para as coortes de 10 anos de idade no Brasil

Neri e Carvalho (2002)	Fernandes e Natenzon (2003)	Alves (2007)
Constataram um aumento no desempenho escolar médio para as coortes de 10 anos entre 1995 e 2001. Para português, o aumento foi de 3,48 pontos e para matemática, 3,67 pontos.	Constataram um aumento no desempenho escolar do 7º decil para as coortes de 10 anos entre 1995 e 1999. Para português, o aumento foi de 13,16 pontos e para matemática, 18,43 pontos.	Constatou uma redução de 7,5 pontos no desempenho escolar médio em matemática para as coortes de 10 anos entre 1999 e 2003. No 1º quartil, observou uma queda de 11 pontos, enquanto no 3º quartil o desempenho permaneceu estável ao longo dos anos.

Como é possível notar, os resultados encontrados nos três trabalhos citados divergem em termos de magnitude e direção, no que tange às variações no desempenho escolar ao longo dos anos. Enquanto Neri e Carvalho (2002) e Fernandes e Natenzon (2003) concluem que, caso não houvesse o efeito de mudanças na composição etária, o desempenho escolar teria aumentado no período em análise (um aumento modesto foi observado no primeiro trabalho e um aumento expressivo foi observado no segundo), Alves (2007) revela uma redução neste indicador de qualidade do ensino.

Grande parte da divergência nos resultados pode ser atribuída às diferentes metodologias e suposições adotadas pelos autores. No caso do trabalho de Neri e Carvalho (2002), os autores utilizam os microdados do SAEB de 2001 para estimar uma regressão linear e, em seguida, utilizam os parâmetros obtidos por meio desta regressão para estimar o desempenho escolar dos alunos não avaliados pelo SAEB, com base nos microdados das PNADs. A solução metodológica empregada por esses autores para recompor a distribuição do desempenho escolar da população de 10 anos pode ter levado a uma superestimação dos resultados, na medida em que supõem que o desempenho das crianças

²⁷ É importante dizer que, além da coorte de crianças com 10 anos, Neri e Carvalho (2002) também imputam valores para o desempenho escolar da população de 9 e de 11 a 21 anos de idade que não foi avaliada pelo SAEB.

não avaliadas pode ser obtido com base no desempenho dos alunos avaliados pelo SAEB na 4ª série do ensino fundamental. É razoável pensar que as crianças não avaliadas estão, em sua maioria, atrasadas em relação à idade/série adequada e, possivelmente, possuem habilidades e competências cognitivas inferiores aos seus colegas da geração que foram avaliados na pesquisa.

No trabalho de Fernandes e Natenzon (2003), os autores adotam suposições mais rígidas. Consideram que todas as crianças de uma geração com atraso escolar apresentam um desempenho inferior ao percentil C* (o valor do percentil C* é obtido a partir da distribuição de desempenho dos estudantes que aos 10 anos de idade freqüentavam a 4ª série do ensino fundamental no Brasil avaliada pelo SAEB em 1995, 1997 e 1999). Ao mesmo tempo, consideram que todas as crianças de uma geração adiantadas em relação à série adequada para a sua idade apresentam um desempenho superior ao percentil C*. Entretanto, como salienta Alves (2007), quando se tem como unidade de análise o Brasil, é bem provável que haja muitos alunos atrasados (adiantados) em escolas de boa (má) qualidade e que apresentem um desempenho superior (inferior) ao desempenho obtido pelo aluno localizado no percentil C* (50º, 60º e 70º) na distribuição de desempenho dos alunos com 10 anos avaliados pelo SAEB na 4ª série. É importante dizer que Fernandes e Natenzon (2003) atentam para a necessidade de validar melhor as hipóteses.

Ao contrário dos dois estudos analisados acima, Alves (2007) revela uma queda de 7,5 pontos na média do desempenho escolar das coortes de 10 anos de idade entre 1999 e 2003. Esta queda corresponde à metade do declínio observado na 4ª série do ensino fundamental na disciplina de matemática. Para compor o desempenho das crianças de 10 anos não avaliadas pelo SAEB em 1999, 2001 e 2003, Alves (2007) utiliza os resultados da avaliação do programa Nova Escola, realizado em 2004 nas escolas estaduais do Rio de Janeiro. Portanto, assume que os níveis de aprendizado dos alunos avaliados pelo Nova Escola são estáveis ao longo dos anos e generalizáveis para todo o território brasileiro. Com este resultado, Alves (2007) levanta a hipótese de que cerca de 50% da redução dos níveis do desempenho acadêmico entre 1999 e 2003 pode ter sido ocasionada por um aumento na demanda das redes municipais de ensino que não foi acompanhada por uma assistência técnica adequada por parte dos governos federal e estaduais.

As diferenças nos resultados encontrados pela literatura, no que tange ao efeito da heterogeneidade do público escolar sobre as variações nos resultados dos exames de

proficiência, apontam para a necessidade compreender melhor os fatores que estiveram por trás das variações no desempenho escolar, principalmente em um contexto marcado por reformas educacionais e mudanças no perfil da população que frequenta o sistema de ensino.

2.4 Síntese e comentários

Há quatro décadas, a literatura com foco na avaliação educacional tem concentrado esforços na identificação dos insumos mais importantes na determinação dos resultados escolares dos estudantes. Estes resultados são registrados pelo desempenho dos alunos em testes padronizados que avaliam as suas habilidades e competências cognitivas em determinada etapa da educação formal. A solução empírica encontrada para identificar e mensurar a importância dos insumos se deu através do uso de funções de produção educacionais. Considera-se a hipótese de que o valor do produto final (o nível de aprendizado do aluno) é produzido por meio de insumos que incluem as características do próprio aluno e de sua família e as características dos sistemas educativos.

No que tange à importância dos recursos estritamente escolares, ou seja, dos recursos associados às políticas e práticas internas da escola na determinação do sucesso escolar dos estudantes, há ainda um intenso debate. Apesar do acúmulo de evidências empíricas desde o final da década de 1960, ainda não há um consenso e o debate alimenta controvérsias até os dias atuais.

A dificuldade em medir a associação entre os insumos escolares e o desempenho do aluno é justificada por vários motivos e incluem questões metodológicas, questões relacionadas à unidade de medida do desempenho escolar (valor adicionado *versus* o desempenho em um ponto no tempo) e questões relacionadas à forma de medir os insumos escolares. Um dos motivos, e, talvez, o mais debatido na literatura, diz respeito à natureza das variáveis comumente utilizadas para representar a qualidade da escola. Argumenta-se que o fato das variáveis escolares observáveis e mensuráveis representarem a quantidade de recursos e não a eficiência na utilização dos mesmos pode resultar em uma subestimação do efeito da escola sobre a melhoria do aprendizado do estudante. Por exemplo, uma escola equipada de uma ampla e rica biblioteca pode não representar um ganho para os alunos se não há estímulos para que os mesmos utilizem os livros como complemento ao seu aprendizado.

Cresce, portanto, a importância de estudar variáveis de difícil mensuração em um estudo quantitativo, como a dedicação do professor em sala de aula, a sua habilidade didática, a eficácia dos métodos de ensino, a competência do diretor, a eficiência na utilização dos recursos disponíveis na escola, como biblioteca, laboratório de informática, quadras de esportes, entre outros.

Em geral, assumimos que os efeitos dessas variáveis latentes que se associam ao desempenho são incorporados ao componente residual do modelo estatístico utilizado. Os trabalhos que procuram entender as origens da variação observada entre o desempenho dos estudantes evidenciam que a parcela não explicada pelas variáveis incluídas nos modelos estatísticos de regressão é elevada. Isto sugere que os alunos e as escolas diferem em vários aspectos que não são observados ou mensurados pelos dados disponíveis. Uma das questões a ser investigada nesta tese é a importância da variação deste componente não-observável, dos alunos e da escola, para a variação total no desempenho escolar entre os períodos.

Outro aspecto a ser investigado em relação às variações no desempenho escolar é como a mudança na composição do público escolar afetou os resultados desta medida da qualidade de ensino no Brasil. Um resultado comum para o Brasil e demais países analisados é a grande contribuição dos insumos associados à origem social dos estudantes para a variação nos níveis de desempenho ou proficiência escolar. Por exemplo, no caso brasileiro, o nível socioeconômico individual e, principalmente, coletivo (dado pelo nível socioeconômico médio da escola) possui efeitos estatisticamente significativos e de grande magnitude sobre a proficiência escolar.

Conforme revisado nas seções anteriores, a composição do público escolar brasileiro vem se modificando ao longo dos últimos anos em decorrência dos efeitos de políticas educacionais de ampliação do acesso escolar e manutenção das crianças e jovens no sistema de ensino. A inclusão de alunos com pior *background* familiar e a manutenção daqueles com maiores dificuldades de aprendizado estão entre os fatores que afetam diretamente o resultado educacional global. Como o SAEB coleta informações de período e não de coorte, mudanças na heterogeneidade dos atributos individuais, familiares e escolares que se associam ao desempenho dos alunos, sejam eles observáveis ou não, podem afetar de forma sistemática as medidas dos resultados educacionais em cada período. Portanto, torna-se interessante avaliar estes efeitos composicionais.

As considerações apresentadas acima reforçam a importância e a necessidade de se estudar alguns aspectos pouco explorados na literatura de avaliação do desempenho escolar. Enquanto muito tem sido pesquisado sobre os fatores que se associam ao desempenho escolar em um determinado período, pouco tem sido investigado sobre a dinâmica na composição e produtividade destes fatores, incluindo os não-observáveis, e a sua relação com a variação do desempenho escolar nos últimos anos. Este é o foco deste trabalho que, para tanto, utiliza métodos de decomposição baseados em simulações contrafactuais para mensurar os efeitos de atributos dos alunos e das escolas, observáveis e não-observáveis, sobre a variação ocorrida no desempenho escolar dos estudantes do ensino fundamental brasileiro entre 1997 e 2005.

3 DESCRIÇÃO DO BANCO DE DADOS, DAS VARIÁVEIS E ALGUNS ASPECTOS DA METODOLOGIA

3.1 Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram coletados pelo Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e fornecidos pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). São utilizadas as informações coletadas nos ciclos de avaliação realizados em 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005, para a 4ª série do ensino fundamental no Brasil²⁸.

As bases de dados do SAEB contemplam dois tipos de informações. A primeira delas corresponde à proficiência dos estudantes em língua portuguesa e em matemática²⁹. O nível de proficiência de cada aluno é obtido por meio de um teste desenvolvido com base em uma matriz de habilidades para cada competência. Na elaboração das matrizes de competências, são definidos os descritores por meio dos itens da prova, os quais buscam avaliar os conteúdos disciplinares incluídos nos programas de ensino das séries avaliadas pelo SAEB. Com base nas respostas dos alunos a cada um dos itens incluídos no teste, o SAEB estima o desempenho de cada aluno através de um modelo da Teoria de Resposta ao Item.

A utilização da Teoria de Resposta ao Item possibilita a construção de uma escala de proficiência para cada disciplina, que varia de 0 a 500 pontos e engloba as três séries avaliadas, onde o desempenho dos estudantes é ordenado de maneira crescente e cumulativa. Quanto maior o desempenho do aluno, maior é a probabilidade de o aluno acertar os itens. Esta estimativa da proficiência dos alunos reflete as competências e as

²⁸ A exclusão do ciclo de avaliação realizado em 1995 se deve à ausência de informações sobre a escolaridade dos pais dos alunos avaliados na 4ª série do ensino fundamental.

²⁹ O SAEB de 1997 avaliou, também, o desempenho na disciplina de Ciências, no Ensino Fundamental, e as disciplinas de Física, Química e Biologia, no Ensino Médio. Em 1999, a avaliação do SAEB se estendeu para as disciplinas de História e Geografia, em ambas as modalidades de ensino (BRASIL, 2006).

habilidades cognitivas desenvolvidas pelos estudantes no processo de construção do conhecimento. Os resultados representados pelo desempenho dos alunos podem ser entendidos como uma das dimensões que definem a qualidade da educação escolar (Dourado *et al.* 2007).

O segundo tipo de informação coletada pelo SAEB corresponde às características contextuais dos alunos e das escolas por eles freqüentadas (incluindo as informações sobre os seus professores e diretores). Essas informações são importantes para construção de modelos que procuram identificar os fatores escolares e sociais associados ao desempenho escolar. No questionário dos alunos, há questões relacionadas às características do aluno e de sua família, como o sexo, a cor/raça, a existência de bens duráveis no domicílio, os hábitos de estudo e de leitura, suas trajetórias escolares, a escolaridade de seus pais, entre outras. Nos questionários dos professores e diretores, os mesmos respondem a questões sobre suas formações profissionais, salário, idade, além de perguntas sobre práticas pedagógicas, clima disciplinar, recursos pedagógicos, entre outros. Há também informações sobre a escola, tais como infra-estrutura física e de apoio pedagógico, e informações sobre a turma, as quais são preenchidas pelo aplicador do questionário (BRASIL, 2006).

A escolha desta base de dados se justifica por compor a série histórica mais longa sobre o nível de desempenho escolar, mensurados pelos testes padronizados de conhecimento, alcançado pelos estudantes da educação básica no Brasil. Como esta tese foca sobre as mudanças ocorridas no desempenho escolar ao longo do tempo, quanto maior o período analisado, melhor se torna a visualização de uma tendência em relação às variáveis estudadas. Cabe mencionar que como o SAEB contempla amostras distintas de estabelecimentos escolares e de alunos entre os ciclos de avaliação realizados a cada biênio, não é possível acompanhar os mesmos indivíduos ao longo do tempo. Trabalhamos, portanto, com uma série histórica de dados de período³⁰.

³⁰ No Brasil, o acompanhamento dos alunos e a elaboração de estudos longitudinais tornaram-se possíveis desde a implementação do GERES (Estudo Longitudinal da Geração Escolar). O GERES é uma pesquisa com desenho de painel, que permite acompanhar o desempenho de um mesmo aluno ao longo dos anos. Esta pesquisa iniciou-se em 2005 e tem duração de quatro anos. É realizada em uma amostra de escolas públicas e privadas nos municípios de Belo Horizonte, Campinas, Campo Grande, Salvador e Rio de Janeiro. Para outras informações, ver: <http://www.geres.ufmg.br>.

A metodologia de amostragem do SAEB permite a obtenção de estimativas do desempenho dos alunos por série, Unidades da Federação, Regiões e Brasil, nas duas disciplinas investigadas, matemática e português, e nas redes de ensino pública e privadas. Neste trabalho, optamos por utilizar como unidade de análise o Brasil. Devido à heterogeneidade do Brasil e à complexidade do sistema de ensino, os resultados encontrados aqui devem ser tomados como uma aproximação ao que vem acontecendo no país como um todo. Assim, os resultados visam dar um embasamento científico para futuros estudos que possam ser desenvolvidos em unidades menores de análise, como municípios e, até mesmo, escolas, por meio de informações censitárias, como os dados da Prova Brasil.

É importante deixar claro algumas limitações dos dados avaliados e coletados pelo SAEB. Estes dados não nos possibilitam fazer uma análise do valor adicionado da proficiência escolar, pois não há informações sobre o desempenho de um mesmo indivíduo em dois pontos no tempo. Esta limitação tem importantes implicações para o estudo dos fatores escolares associados ao desempenho, na medida em que tende a reduzir a importância dos insumos escolares no processo de aprendizado do aluno (Franco, 2001).

Há também o problema de dados ausentes (*missings*) que, em parte, pode ser explicado pelo fato dos próprios alunos responderem aos questionários contextuais. Se pensarmos que uma criança de 10 anos de idade, matriculada na 4ª série do ensino fundamental, tenha que responder sobre a escolaridade de seus pais, sobre os bens de conforto domiciliar presentes em sua casa, entre outras perguntas, é aceitável considerar que ela não tenha conhecimento completo de todas essas informações. Segundo Soares e Collares (2006), dado que as informações dos questionários contextuais provêm de respostas de alunos sobre suas respectivas famílias, tecnicamente temos apenas a visão do aluno sobre o valor da característica familiar e não a sua medida exata. Neste caso, parte-se do pressuposto de que visão dos alunos, embora não seja completamente precisa, não é viciada.

3.2 Amostra

A amostra utilizada nesta tese abrange os alunos da 4ª série do ensino fundamental matriculados nas escolas públicas (exceto as escolas federais) e particulares, localizadas na

área urbana³¹. Optamos por trabalhar com a amostra de alunos avaliados em matemática, devido ao caráter mais tipicamente escolar do conhecimento matemático³².

A escolha em trabalhar com os dados da 4ª série do ensino fundamental se justifica por ser a série escolar, dentre as três avaliadas pelo SAEB, que apresenta menor seletividade, uma vez que a cobertura está praticamente universalizada. Além disto, esta série também foi a mais afetada pelo processo de expansão do ensino, quando comparada à 8ª série do ensino fundamental e 3ª série do ensino médio, avaliadas pelo SAEB. Outra questão está relacionada ao fato de que, como os alunos ainda estão no início da trajetória escolar, o controle pelo conhecimento prévio do aluno é maior e isto minimiza os problemas derivados do uso de informações sobre o desempenho do aluno em um único período, quando não dispomos de informações sobre o valor adicionado.

Como já foi mencionado, o foco é dado sobre o período compreendido entre 1997 e 2005, pois não foi possível compatibilizar a variável que representa o nível socioeconômico do aluno desde 1995, dadas as mudanças ocorridas nos questionários contextuais do SAEB.

A amostra utilizada neste trabalho é apresentada na TAB. 4:

TABELA 4 - Amostra de alunos e escolas e estatística descritiva dos alunos por escola, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005

Ciclos do SAEB	Amostra de alunos	Amostra de escolas	Alunos por escola			
			Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
1997	18.588	698	26,40	13,46	2	80
1999	16.811	2.898	5,70	3,49	1	20
2001	50.782	3.551	14,21	8,83	1	52
2003	40.596	2.915	13,92	8,63	1	55
2005	37.719	2.508	14,90	8,37	1	52

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: Ao fazer o *merge* das informações das escolas, diretores, professores e alunos, houve uma perda de 1,1% na amostra de alunos no ano de 2001 e uma perda de 1,7% na amostra de alunos no ano de 2003. Comparando as estatísticas descritivas das amostras antes e após o *merge*, constatamos que não houve diferenças significativas em seus valores.

³¹ A exclusão dos alunos de escolas rurais e federais surgiu da necessidade de compatibilizar a amostra ao longo dos ciclos de avaliação do SAEB, para garantir a comparabilidade dos resultados. Em relação às escolas rurais, em 1999 e 2001, foram pesquisadas apenas as escolas rurais de todos os Estados da região Nordeste, em Minas Gerais e no Mato Grosso do Sul. Em relação às escolas federais, nos ciclos do SAEB de 1997, 1999 e 2001, as mesmas não entraram na amostra. (INEP, 2007).

³² No trabalho de Hanushek e Kimko (200), por exemplo, o desempenho em matemática e ciências é considerado relevante para o desenvolvimento de atividades de pesquisa e desenvolvimento.

Como é possível notar, a partir de 1999 há um aumento relevante no número de escolas e uma redução no número máximo de alunos por escola. Isto se explica pelas modificações ocorridas no plano amostral do SAEB, conforme descrito por Franco (2001):

Até 1997, a amostra em cada estrato era obtida por conglomerado em dois estágios: sorteavam-se municípios (primeiro estágio) e, dentro dos municípios sorteados, sorteavam-se escolas (segundo estágio). A partir de 1999, passou-se a sortear diretamente as escolas... Esta modificação foi implementada com o objetivo de obter maior espalhamento da amostra: incluiu-se maior número de escolas, com menor número de observações por escola (p.21).

Esta mudança metodológica não interfere a comparabilidade dos resultados quando são utilizados os pesos amostrais, pois, segundo o relatório técnico da amostra do INEP, presente no Dicionário de Dados do SAEB de 2001, “o seu uso garante a compensação dos efeitos da amostragem com taxas diferenciadas nos diversos estratos da pesquisa”. Outro relatório desenvolvido no âmbito do INEP descreve que, desde 1995, quando se inicia a série histórica do SAEB,

A comparabilidade dos resultados do SAEB é garantida em todas as etapas de desenvolvimento da pesquisa, desde a definição das populações de referência e dos procedimentos de amostragem, passando pela construção dos instrumentos e pelas técnicas de equalização dos resultados até a metodologia de análise dos dados (BRASIL, p. 35, 2000).

3.3 Seleção e descrição das variáveis

As variáveis do aluno e da escola foram selecionadas com base no referencial teórico proposto Franco *et al.* (2003), na literatura especializada revisada no capítulo 2 e nas possibilidades presentes nos questionários contextuais do SAEB.

Desde a implementação do SAEB, os questionários contextuais têm passado por modificações que visam o aprimoramento das medidas dos fatores individuais, familiares e escolares que se associam ao desempenho escolar dos alunos. Por esse motivo e, também, pelo fato de compararmos modelos iguais entre os anos, procuramos selecionar as variáveis que se repetiam nos questionários dos ciclos do SAEB de 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005 e que apresentavam um padrão nos itens de resposta.

Como o objetivo deste estudo não é encontrar os fatores associados ao desempenho escolar, nos respaldamos nos resultados desta ampla literatura e selecionamos as variáveis

comumente utilizadas no nível do aluno e da escola seguindo a opção de construir modelos parcimoniosos.

3.3.1 Variáveis do aluno

A variável-resposta dos modelos de regressão corresponde ao resultado do aluno nos testes padronizados de conhecimento em matemática. Como covariáveis de caracterização do perfil do aluno, selecionamos as variáveis sociodemográficas (sexo, cor e estrutura familiar), a defasagem idade-série, o nível socioeconômico e a motivação do estudante. A descrição e as formas de medida destas variáveis estão na TAB. 5:

TABELA 5 - Descrição das variáveis incluídas no modelo do aluno

Variável	Descrição	Forma de Medida
Resposta		
PROFIC	Proficiência do aluno	Escala contínua
Covariáveis		
SEXO	Sexo do aluno	Variável indicadora: 0 = Masculino 1 = Feminino
SEXO_A	Indicadora de dado ausente na variável sexo	
MOTIVACAO	Faz lição de casa?	Variável indicadora: 0 = Faz 1 = Não faz
MOTIVACAO_A	Indicadora de dado ausente na variável motivação	
DEFASAGEM	Defasagem idade-série	Variável indicadora: 0 = Não defasado 1 = Defasado
DEFASAGEM_A	Indicadora de dado ausente na variável defasagem	
PARDO	Autodeclaração da cor "parda"	Variável indicadora: 0 = Não pardo 1 = Pardo
PRETO	Autodeclaração da cor "preta"	Variável indicadora: 0 = Não preto 1 = Preto
COR_A	Indicadora de dado ausente na variável cor	
FAMILIA	Reside com ambos os pais?	Variável indicadora: 0 = Reside 1 = Não reside
FAMILIA_A	Indicadora de dado ausente na variável família	
NSE	Nível socioeconômico do aluno	Escala contínua

Algumas variáveis listadas na TAB. 5 não apresentavam as mesmas categorias de resposta nos questionários e, portanto, foram compatibilizadas para se tornarem comparáveis entre os anos analisados. Este foi o caso das variáveis: motivação e família.

Para medir a motivação do aluno, a primeira opção seria utilizar a resposta do aluno sobre o seu interesse em estudar matemática ou português, dependendo da disciplina em que ele foi avaliado. No entanto, esta informação não foi coletada no questionário contextual da 4ª série do ensino fundamental em 2005. Por este motivo, utilizamos a pergunta sobre o hábito de fazer lição de casa. Segundo Franco *et al.* (2003), o hábito de fazer lição de casa pode ser entendido como um esforço acadêmico que, por sua vez, resulta em uma tradução da motivação. Para construir esta variável, adotamos a estratégia apresentada no QUAD. 3:

QUADRO 3 - Compatibilização da variável “faz lição de casa?”

Ciclo do SAEB	Código da variável	Descrição da variável	Categorias originais	Compatibilização	
				Pergunta	Recategorização
1997	a042_002	Quanto tempo você gasta para fazer as lições de casa?	1 = não tenho lição de casa 2 = tenho lição de casa, mas não faço 3 = gasto menos de uma hora por dia 4 = gasto mais de uma hora por dia	Faz lição de casa?	Não Não Sim Sim
1999	a042_009	Você faz a lição de casa?	1 = não, porque os professores não passam 2 = não, mesmo quando tenho lição de casa 3 = sim, de vez em quando 4 = sim, quase todo dia em que tem lição 5 = sim, todo dia em que tem lição	Faz lição de casa?	Não Não Sim Sim Sim
2001	a042m026 a042l026	Você faz a lição de casa?	1 = não, porque os professores não passam 2 = não, mesmo quando tenho lição de casa 3 = sim, de vez em quando 4 = sim, quase todo dia em que tem lição 5 = sim, todo dia em que tem lição	Faz lição de casa?	Não Não Sim Sim Sim
2003	a042m007 a042l007	Você faz a lição de casa?	1 = sempre ou quase sempre 2 = de vez em quando 3 = nunca ou quase nunca 4 = o professor não passa lição de casa	Faz lição de casa?	Sim Sim Não Não
2005	a042m031 a042l031	Você faz a lição de casa?	1 = sempre ou quase sempre 2 = de vez em quando 3 = nunca ou quase nunca 4 = o professor não passa lição de casa	Faz lição de casa?	Sim Sim Não Não

Com a compatibilização, transformamos todas as categorias em apenas duas: 0 se o aluno faz lição de casa e 1 se ele não faz a lição de casa.

A estrutura familiar (com quem o aluno mora), assim como o sexo e a cor, é considerada por Franco *et al.* (2003) como um dos principais discriminantes individuais. Neste trabalho, optamos por dividir a estrutura familiar em duas categorias: 1) se o aluno reside com ambos os pais (recebeu a categoria 0); 2) se o aluno não reside com ambos os pais, podendo residir apenas com o pai ou a mãe, outros parentes ou outra situação (recebeu a

categoria 1). Para tanto, foi necessário uma compatibilização das perguntas e itens de resposta dos questionários do SAEB ao longo dos anos, conforme mostra o QUAD. 4:

QUADRO 4 - Compatibilização da variável “família”

Ciclo do SAEB	Código da variável	Descrição da variável	Categorias originais	Compatibilização	
				Pergunta	Recategorização
1997	a041_005	Com quem você mora?	1 = com a própria família 2 = só com o pai 3 = só com a mãe 4 = com parentes 5 = com amigos 6 = com o pai ou a mãe em nova união	Com quem você mora?	Com pai e a mãe Outra situação Outra situação Outra situação Outra situação
1999	a041_026	Você mora com o seu pai?	1 = sim 2 = não	Com quem você mora?	Com o pai e a mãe = combinação das categorias 1 em a041_026 e 1 em a041_027 Outra situação = qualquer outra combinação
	a041_027	Você mora com a sua mãe?	1 = sim 2 = não		
2001	a041_025	Você mora com a sua mãe ou mulher responsável por você?	1 = sim 2 = não	Com quem você mora?	Com o pai e a mãe = combinação das categorias 1 em a041_025 e 1 em a041_026 Outra situação = qualquer outra combinação
	a041_026	Você mora com o seu pai ou mulher responsável por você?	1 = sim 2 = não		
2003	a041_024	Você mora com a sua mãe?	1 = sim 2 = não 3 = não, moro com outra mulher responsável por mim	Com quem você mora?	Com o pai e a mãe: combinação das categorias 1 em a041_024 e 1 em a041_028 Outra situação: qualquer outra combinação
	a041_028	Você mora com o seu pai?	1 = sim 2 = não 3 = não, moro com outro homem responsável por mim		
2003	a042m001 a042l001	Você mora com a sua mãe?	1 = sim 2 = não 3 = não, moro com outra mulher responsável por mim	Com quem você mora?	Com o pai e a mãe: combinação das categorias 1 em a042m001(a042l001) e 1 em a042m004 (a042l004) Outra situação: qualquer outra combinação
	a042m004 a042l004	Você mora com o seu pai?	1 = sim 2 = não 3 = não, moro com outro homem responsável por mim		

A defasagem idade-série é utilizada como um indicador da trajetória escolar do aluno. Nos questionários contextuais do SAEB, há questões sobre a situação do aluno quanto à repetência e ao abandono escolar. Entretanto, como estas perguntas não se repetem em todos os ciclos de avaliação, optamos por utilizar a defasagem idade-série que funciona como uma síntese do fluxo escolar dos alunos. Para os alunos da 4ª série do ensino fundamental, esta variável foi construída da seguinte forma:

- Não defasados: alunos que no mês da matrícula escolar (fevereiro) possuíam 10 anos ou menos de idade;
- Defasados: alunos que no mês da matrícula escolar (fevereiro) possuíam 11 anos ou mais de idade.

Para encontrar a idade do aluno em fevereiro, utilizamos as informações sobre a idade do aluno na data de realização do SAEB e o mês de seu nascimento.

O nível socioeconômico do aluno é um dos fatores individuais mais importantes no processo de produção do desempenho escolar. Neste trabalho, optamos por construir uma medida-síntese que discriminasse a posição social do aluno através do uso de informações

sobre a educação de seus pais e sobre a existência de bens de conforto doméstico em sua residência. Esta opção metodológica foi baseada no trabalho de Alves e Soares (2008) que utilizam a Teoria de Resposta ao Item para estimar o construto latente associado ao nível socioeconômico do aluno. Os detalhes desta estimação encontram-se no Anexo 1.

Para cada covariável selecionada, incluímos também uma indicadora de dados ausentes com o intuito de evitar a perda de informações e os vieses de seletividade que podem estar presentes quando não há aleatoriedade na não-resposta³³.

3.3.2 Variáveis da escola

Conforme apresentado na revisão da literatura feita no capítulo 2, embora seja reconhecida a importância da escola no aprendizado do aluno, ainda há grandes dificuldades em mensurar e identificar os atributos escolares que se associam a este aprendizado. Em geral, atributos importantes, como a didática do professor, não são possíveis de serem coletados pelos questionários contextuais. Por este motivo, a utilização de dados experimentais (Duflo, 2001 e Chin, 2002 *apud* Glewwe e Kremer, 2006) ou de natureza qualitativa (Banco Mundial, 2008) aparecem como uma opção investigativa em estudos que avaliam a qualidade da educação.

Dado que estamos lidando com dados de natureza quantitativa e não-experimentais, como é o caso das informações coletadas pelo SAEB, as variáveis escolares selecionadas neste trabalho são limitadas e podem não refletir adequadamente o seu efeito sobre o aprendizado dos alunos. Por exemplo, a qualidade de um professor, medida pela sua escolaridade, pode ser imprecisa na medida em que não capta o empenho ou a dedicação do docente em sala de aula. Além disso, especificamente neste trabalho, outra limitação surge pelo fato de trabalharmos com vários ciclos do SAEB e, conseqüentemente, da necessidade de encontrarmos variáveis compatíveis entre eles³⁴.

³³ Este procedimento também foi utilizado no estudo realizado pela OECD (2004) – Learning for Tomorrow's World – First Result from PISA, 2000.

De acordo com as possibilidades presentes nos questionários contextuais do SAEB, optamos por caracterizar a escola através da inclusão de variáveis que representem o perfil dos professores³⁵ e diretores e as condições de infra-estrutura escolar³⁶. A rede de ensino é usada para controlar as diferenças existentes entre o sistema público municipal e estadual e o sistema privado de ensino. As diferenças contextuais decorrentes da localização da escola em áreas com maior ou menor desenvolvimento são controladas pelas indicadoras de regiões. A composição do público escolar é controlada pelas características médias dos estudantes, como o nível socioeconômico, a motivação, a cor, a defasagem idade-série, o sexo e a estrutura familiar. A TAB. 6 sintetiza as variáveis selecionadas na esfera escolar.

³⁴ Um exemplo é a não inclusão da variável ciclo (se a escola possui o regime de ciclos ou se é seriada). Apesar da existência de amplo debate na literatura sobre o efeito desta variável na proficiência do aluno (ver, por exemplo, Luz, 2008), a mesma não foi incluída no modelo pela sua indisponibilidade nos ciclos do SAEB de 1997 e 1999.

³⁵ É importante esclarecer como foram construídas as variáveis dos professores por escola. Em primeiro lugar, transformamos as variáveis discretas (se o professor tem curso superior ou não; se o professor tem 10 anos de trabalho em atividades de docência ou não) em variáveis contínuas que representavam a proporção de professores, por escola, com curso superior ou mais e com 10 anos ou mais de experiência em atividades de docência. Este procedimento foi necessário para termos as informações dos professores agregadas por escola. Em seguida, criamos novamente uma variável discreta para informar as escolas cuja proporção de professores com curso superior era acima de 50% e para informar as escolas cuja proporção de professores com 10 anos ou mais de experiência era acima de 60%. Esta categorização foi baseada na distribuição de frequência dessas variáveis e foi uma opção utilizada para não perder as escolas com informações ausentes nas variáveis do professor. Para incluí-las na análise, criamos uma indicadora de dado ausente.

³⁶ O índice de infra-estrutura escolar foi construído com base na Teoria de Resposta ao Item. Varia em um intervalo de 0 a 10. Ver Anexo 2.

TABELA 6 - Variáveis da escola selecionadas para a análise

Variável	Descrição	Forma de Medida
Resposta		
PROFICM	Proficiência média da escola	Escala contínua
Covariáveis		
SEXOM	Proporção de alunos do sexo feminino	Escala contínua
PARDOM	Proporção de alunos pardos	Escala contínua
PRETOM	Proporção de alunos pretos	Escala contínua
FAMILIAM	Proporção de alunos que não residem com ambos os pais	Escala contínua
MOTIVACAOM	Proporção de alunos que fazem lição de casa	Escala contínua
DEFM	Proporção de alunos defasados	Escala contínua
NSEM	Nível socioeconômico médio	Escala contínua
ESTAD	Escola estadual	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
MUNIC	Escola municipal	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
INFRAEST	Infra-estrutura escolar	Escala contínua
EDUCPROF	Escola com mais de 50% dos professores com ensino superior	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
EDUCPROF_A	Indicadora de dado ausente na escolaridade do professor	
EXPERPROF	Escola com mais de 60% dos professores em atividades de docência há mais de 10 anos	Variável indicadora: 0 = Não preto 1 = Preto
EXPERPROF_A	Indicadora de dado ausente na experiência do professor	
EDUCDIR	Diretor com ensino superior ou mais	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
EDUCDIR_A	Indicadora de dado ausente na escolaridade do diretor	
EXPERDIR	Diretor que trabalha há mais de 10 anos em atividades de direção	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
EXPERDIR_A	Indicadora de dado ausente na experiência do diretor	
NE	Escola da região Nordeste	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
N	Escola da região Norte	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
CO	Escola da região Centro-Oeste	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim
S	Escola da região Sul	Variável indicadora: 0 = Não 1 = Sim

3.3.3 Estatísticas descritivas

A TAB. 7 apresenta as estatísticas descritivas de todas as variáveis selecionadas para a análise. Para o cálculo das médias e proporções foi utilizado o peso amostral referente a cada uma das unidades de análise: aluno e escola. Para os alunos, utilizamos o peso amostral adequado para as análises feitas separadamente para cada uma das disciplinas

Algumas informações são necessárias em relação a estas estatísticas. Entre as variáveis do aluno, percebemos que a defasagem idade-série apresenta algumas oscilações entre 1997 e 2005. Por exemplo, o percentual de alunos defasados em 2001 é menor que o percentual de alunos defasados em 2003. Este resultado não é coerente com o declínio monotônico da defasagem escolar ocorrido ao longo dos últimos anos. O que pode explicar este desvio na tendência de queda é o fato de haver um elevado percentual de informações ausentes neste indicador (7% em matemática e 6% em português) que, provavelmente, é formado por alunos defasados, já que o coeficiente desta indicadora de dados ausentes é negativo e estatisticamente significativo em todos os ciclos do SAEB (ver Anexo 5). Neste caso, se somarmos o percentual de não-resposta com o percentual de alunos defasados, é possível constatar um declínio monotônico neste indicador.

Ainda em relação aos dados ausentes, percebemos que no ciclo de 2001 há um aumento em seu percentual em todas as variáveis selecionadas. Para evitar o viés de seletividade destas informações ausentes, optamos por incluí-las nas regressões através de variáveis indicadoras de dados ausentes.

TABELA 7 - Estatísticas descritivas, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005

Continua...

VARIÁVEIS	1997					1999				
	N	MÉDIA/PRO PORÇÃO	DP	MÍNIMO	MÁXIMO	N	MÉDIA/PRO PORÇÃO	DP	MÍNIMO	MÁXIMO
VARIÁVEIS DO ALUNO										
PROFIC: Proficiência do aluno	18.588	192,29	43,86	80,37	377,95	16.811	182,17	41,00	82,72	355,93
SEXO: Sexo feminino	18.588	0,50	0,50	0	1	16.811	0,49	0,50	0	1
SEXO_A: Sem resposta no sexo	18.588	0,00	0,04	0	1	16.811	0,01	0,10	0	1
PARDO: Aluno que se auto-declara como pardo	18.588	0,39	0,49	0	1	16.811	0,38	0,48	0	1
PRETO: Aluno que se auto-declara como preto	18.588	0,08	0,27	0	1	16.811	0,11	0,32	0	1
COR_A: Sem resposta na cor/raça	18.588	0,01	0,10	0	1	16.811	0,01	0,12	0	1
MOTIVACAO: Não faz dever de casa	18.588	0,26	0,44	0	1	16.811	0,30	0,46	0	1
MOTIVACAO_A: Sem resposta no dever de casa	18.588	0,00	0,06	0	1	16.811	0,01	0,10	0	1
FAMILIA: Não reside com ambos os pais	18.588	0,14	0,35	0	1	16.811	0,15	0,36	0	1
FAMILIA_A: Sem resposta na co-residência	18.588	0,02	0,13	0	1	16.811	0,03	0,18	0	1
DEFASAGEM: Defasado em relação à idade e série frequentada	18.588	0,34	0,47	0	1	16.811	0,34	0,47	0	1
DEFASAGEM_A: Sem resposta na defasagem idade-série	18.588	0,03	0,17	0	1	16.811	0,01	0,12	0	1
NSE: nível socioeconômico do aluno	18.588	4,55	1,06	2,30	7,70	16.811	4,14	1,59	0,00	10,00
VARIÁVEIS DA ESCOLA										
PROFICM: Proficiência média da escola	698	192,32	25,12	113,36	304,64	2.898	184,76	30,02	99,72	307,18
SEXOM: Proporção de alunos do sexo feminino	698	0,50	0,09	0,00	1,00	2.898	0,49	0,25	0,00	1,00
PARDOM: Proporção de alunos pardos	698	0,39	0,15	0,00	1,00	2.898	0,38	0,27	0,00	1,00
PRETOM: Proporção de alunos pretos	698	0,08	0,08	0,00	0,57	2.898	0,11	0,17	0,00	1,00
MOTIVACAOM: Proporção de alunos que não fazem o dever de casa	698	0,26	0,10	0,00	0,84	2.898	0,29	0,24	0,00	1,00
FAMILIAM: Proporção de alunos que não reside com ambos os pais	698	0,14	0,11	0,00	1,00	2.898	0,13	0,19	0,00	1,00
DEFM: Proporção de alunos defasados em relação à idade e série frequentada	698	0,34	0,22	0,00	1,00	2.898	0,34	0,31	0,00	1,00
NSEM: Nível socioeconômico médio da escola	698	4,55	0,67	3,30	7,33	2.898	4,18	1,39	0,44	9,40
ESTAD: Escola estadual	698	0,56	0,50	0,00	1,00	2.898	0,35	0,48	0,00	1,00
MUNIC: Escola municipal	698	0,31	0,46	0,00	1,00	2.898	0,39	0,49	0,00	1,00
INFRAEST: Infra-estrutura escolar	698	5,77	2,40	0,12	9,88	2.898	6,00	0,75	2,85	7,15
EDUCPROF: Escola onde 50% ou mais dos professores têm curso superior	698	0,34	0,47	0	1	2.898	0,29	0,45	0	1
EDUCPROF_A: Escola com dado ausente na escolaridade do professor	698	0,01	0,07	0	1	2.898	0,13	0,33	0	1
EXPERPROF: Escola onde 60% ou mais dos professores lecionam há mais de 10 anos	698	0,47	0,50	0	1	2.898	0,48	0,50	0	1
EXPERPROF_A: Escola com dado ausente na experiência do professor	698	0,01	0,07	0	1	2.898	0,13	0,33	0	1
EDUCDIR: Escola cujo diretor tem curso superior ou mais	698	0,89	0,31	0	1	2.898	0,69	0,46	0	1
EDUCDIR_A: Escola com dado ausente na escolaridade do diretor	698	0,02	0,14	0	1	2.898	0,02	0,15	0	1
EXPERDIR: Escola cujo diretor trabalha há mais de 10 anos em atividades de direção	698	0,30	0,46	0	1	2.898	0,21	0,40	0	1
EXPERDIR_A: Escola com dado ausente na experiência do diretor	698	0,01	0,11	0	1	2.898	0,01	0,12	0	1
NE: Escola da região Nordeste	698	0,25	0,43	0	1	2.898	0,34	0,47	0	1
N: Escola da região Norte	698	0,08	0,27	0	1	2.898	0,07	0,26	0	1
CO: Escola da região Centro-Oeste	698	0,08	0,27	0	1	2.898	0,09	0,28	0	1
S: Escola da região Sul	698	0,14	0,35	0	1	2.898	0,16	0,37	0	1

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Continua...

VARIÁVEIS	2001					2003				
	N	MÉDIA/PRO PORÇÃO	DP	MÍNIMO	MÁXIMO	N	MÉDIA/PRO PORÇÃO	DP	MÍNIMO	MÁXIMO
VARIÁVEIS DO ALUNO										
PROFIC: Proficiência do aluno	50.782	179,17	46,01	59,84	367,25	40.596	180,68	45,01	66,42	369,98
SEXO: Sexo feminino	50.782	0,51	0,50	0	1	40.596	0,50	0,50	0	1
SEXO_A: Sem resposta no sexo	50.782	0,04	0,19	0	1	40.596	0,01	0,07	0	1
PARDO: Aluno que se auto-declara como pardo	50.782	0,35	0,48	0	1	40.596	0,45	0,50	0	1
PRETO: Aluno que se auto-declara como preto	50.782	0,11	0,32	0	1	40.596	0,11	0,32	0	1
COR_A: Sem resposta na cor/raça	50.782	0,05	0,22	0	1	40.596	0,01	0,09	0	1
MOTIVACAO: Não faz dever de casa	50.782	0,38	0,49	0	1	40.596	0,35	0,48	0	1
MOTIVACAO_A: Sem resposta no dever de casa	50.782	0,07	0,25	0	1	40.596	0,01	0,09	0	1
FAMILIA: Não reside com ambos os pais	50.782	0,20	0,40	0	1	40.596	0,06	0,23	0	1
FAMILIA_A: Sem resposta na co-residência	50.782	0,09	0,29	0	1	40.596	0,01	0,10	0	1
DEFASAGEM: Defasado em relação à idade e série frequentada	50.782	0,23	0,42	0	1	40.596	0,27	0,44	0	1
DEFASAGEM_A: Sem resposta na defasagem idade-série	50.782	0,07	0,25	0	1	40.596	0,01	0,07	0	1
NSE: nível socioeconômico do aluno	50.782	4,45	1,52	0,24	9,76	40.596	4,54	1,55	0,24	9,76
VARIÁVEIS DA ESCOLA										
PROFICM: Proficiência média da escola	3.551	182,60	31,70	99,71	324,15	2.915	184,95	31,98	99,21	342,21
SEXOM: Proporção de alunos do sexo feminino	3.551	0,51	0,17	0,00	1,00	2.915	0,50	0,17	0,00	1,00
PARDOM: Proporção de alunos pardos	3.551	0,34	0,22	0,00	1,00	2.915	0,44	0,25	0,00	1,00
PRETOM: Proporção de alunos pretos	3.551	0,11	0,13	0,00	1,00	2.915	0,10	0,13	0,00	1,00
MOTIVACAOM: Proporção de alunos que não fazem o dever de casa	3.551	0,37	0,20	0,00	1,00	2.915	0,34	0,19	0,00	1,00
FAMILIAM: Proporção de alunos que não reside com ambos os pais	3.551	0,18	0,18	0,00	1,00	2.915	0,05	0,09	0,00	1,00
DEFM: Proporção de alunos defasados em relação à idade e série frequentada	3.551	0,22	0,23	0,00	1,00	2.915	0,26	0,25	0,00	1,00
NSEM: Nível socioeconômico médio da escola	3.551	4,54	1,25	1,70	9,11	2.915	4,66	1,37	1,13	9,24
ESTAD: Escola estadual	3.551	0,31	0,46	0,00	1,00	2.915	0,28	0,45	0,00	1,00
MUNIC: Escola municipal	3.551	0,42	0,49	0,00	1,00	2.915	0,45	0,50	0,00	1,00
INFRAEST: Infra-estrutura escolar	3.551	6,79	2,12	0,08	9,92	2.915	6,67	2,12	0,08	9,92
EDUCPROF: Escola onde 50% ou mais dos professores têm curso superior	3.551	0,34	0,47	0	1	2.915	0,60	0,49	0	1
EDUCPROF_A: Escola com dado ausente na escolaridade do professor	3.551	0,08	0,28	0	1	2.915	0,01	0,10	0	1
EXPERPROF: Escola onde 60% ou mais dos professores lecionam há mais de 10 anos	3.551	0,70	0,46	0	1	2.915	0,59	0,49	0	1
EXPERPROF_A: Escola com dado ausente na experiência do professor	3.551	0,01	0,11	0	1	2.915	0,00	0,06	0	1
EDUCDIR: Escola cujo diretor tem curso superior ou mais	3.551	0,75	0,44	0	1	2.915	0,81	0,39	0	1
EDUCDIR_A: Escola com dado ausente na escolaridade do diretor	3.551	0,02	0,14	0	1	2.915	0,05	0,22	0	1
EXPERDIR: Escola cujo diretor trabalha há mais de 10 anos em atividades de direção	3.551	0,20	0,40	0	1	2.915	0,25	0,43	0	1
EXPERDIR_A: Escola com dado ausente na experiência do diretor	3.551	0,02	0,13	0	1	2.915	0,01	0,08	0	1
NE: Escola da região Nordeste	3.551	0,34	0,47	0	1	2.915	0,33	0,47	0	1
N: Escola da região Norte	3.551	0,07	0,26	0	1	2.915	0,07	0,26	0	1
CO: Escola da região Centro-Oeste	3.551	0,09	0,28	0	1	2.915	0,09	0,28	0	1
S: Escola da região Sul	3.551	0,16	0,36	0	1	2.915	0,16	0,36	0	1

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

VARIÁVEIS		2005				
		N	MÉDIA/PRO PORÇÃO	DP	MÍNIMO	MÁXIMO
VARIÁVEIS DO ALUNO	PROFIC: Proficiência do aluno	37.719	186,09	47,18	65,43	373,44
	SEXO: Sexo feminino	37.719	0,50	0,50	0	1
	SEXO_A: Sem resposta no sexo	37.719	0,02	0,13	0	1
	PARDO: Aluno que se auto-declara como pardo	37.719	0,42	0,49	0	1
	PRETO: Aluno que se auto-declara como preto	37.719	0,12	0,33	0	1
	COR_A: Sem resposta na cor/raça	37.719	0,04	0,20	0	1
	MOTIVACAO: Não faz dever de casa	37.719	0,36	0,48	0	1
	MOTIVACAO_A: Sem resposta no dever de casa	37.719	0,05	0,23	0	1
	FAMILIA: Não reside com ambos os pais	37.719	0,09	0,29	0	1
	FAMILIA_A: Sem resposta na co-residência	37.719	0,04	0,21	0	1
	DEFASAGEM: Defasado em relação à idade e série frequentada	37.719	0,23	0,42	0	1
	DEFASAGEM_A: Sem resposta na defasagem idade-série	37.719	0,01	0,11	0	1
	NSE: nível socioeconômico do aluno	37.719	4,62	1,45	0,24	9,76
VARIÁVEIS DA ESCOLA	PROFICM: Proficiência média da escola	2.508	188,09	30,94	108,97	296,78
	SEXOM: Proporção de alunos do sexo feminino	2.508	0,50	0,15	0,00	1,00
	PARDOM: Proporção de alunos pardos	2.508	0,41	0,22	0,00	1,00
	PRETOM: Proporção de alunos pretos	2.508	0,12	0,12	0,00	1,00
	MOTIVACAOM: Proporção de alunos que não fazem o dever de casa	2.508	0,36	0,17	0,00	1,00
	FAMILIAM: Proporção de alunos que não reside com ambos os pais	2.508	0,09	0,10	0,00	0,71
	DEFM: Proporção de alunos defasados em relação à idade e série frequentada	2.508	0,22	0,21	0,00	1,00
	NSEM: Nível socioeconômico médio da escola	2.508	4,67	1,15	1,95	9,20
	ESTAD: Escola estadual	2.508	0,33	0,47	0,00	1,00
	MUNIC: Escola municipal	2.508	0,49	0,50	0,00	1,00
	INFRAEST: Infra-estrutura escolar	2.508	6,66	2,03	0,08	9,92
	EDUCPROF: Escola onde 50% ou mais dos professores têm curso superior	2.508	0,66	0,47	0	1
	EDUCPROF_A: Escola com dado ausente na escolaridade do professor	2.508	0,09	0,29	0	1
	EXPERPROF: Escola onde 60% ou mais dos professores lecionam há mais de 10 anos	2.508	0,60	0,49	0	1
	EXPERPROF_A: Escola com dado ausente na experiência do professor	2.508	0,09	0,28	0	1
	EDUCDIR: Escola cujo diretor tem curso superior ou mais	2.508	0,90	0,30	0	1
	EDUCDIR_A: Escola com dado ausente na escolaridade do diretor	2.508	0,06	0,24	0	1
	EXPERDIR: Escola cujo diretor trabalha há mais de 10 anos em atividades de direção	2.508	0,19	0,39	0	1
	EXPERDIR_A: Escola com dado ausente na experiência do diretor	2.508	0,04	0,20	0	1
	NE: Escola da região Nordeste	2.508	0,28	0,45	0	1
N: Escola da região Norte	2.508	0,08	0,27	0	1	
CO: Escola da região Centro-Oeste	2.508	0,08	0,28	0	1	
S: Escola da região Sul	2.508	0,16	0,36	0	1	

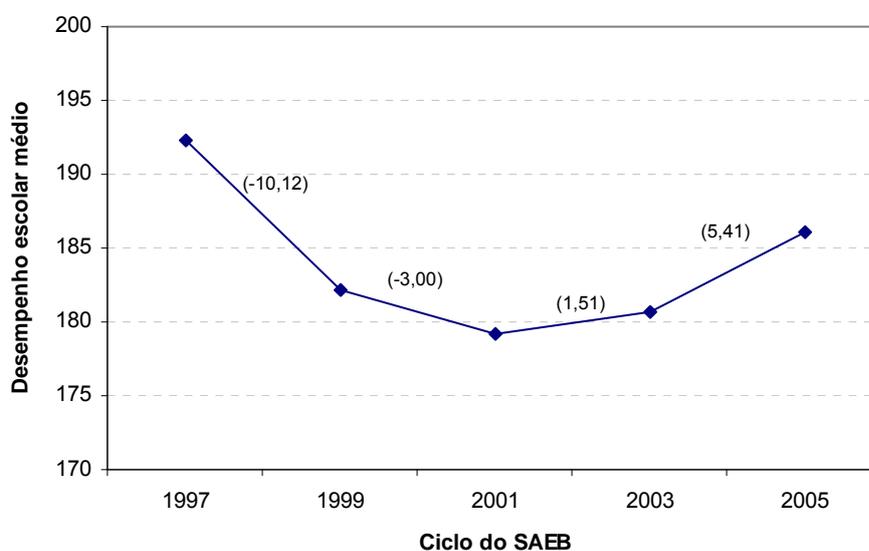
Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Algumas variáveis inseridas na TAB. 7 merecem atenção especial por terem um papel importante nas análises desenvolvidas nos capítulos seguintes. Este é o caso da variável proficiência, que é utilizada como variável-resposta nos modelos de regressão e da variável relacionada ao nível socioeconômico dos alunos.

3.3.3.1 Proficiência ou desempenho escolar

Como já foi dito, a amostra selecionada para este estudo é composta pelos alunos avaliados na 4ª série do ensino fundamental, entre 1997 e 2005, matriculados nas escolas públicas (exceto as escolas federais) e privadas localizadas na área urbana. Portanto, cabe uma rápida verificação do comportamento das médias e das distribuições empíricas do desempenho escolar baseada nesta amostra. O GRAF. 1 apresenta a tendência do desempenho escolar médio:

GRÁFICO 1 - Desempenho escolar médio dos alunos da 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: 1) exclusive alunos de escolas rurais e federais.

2) magnitude do declínio, em pontos da escala do SAEB, em parênteses.

Observamos que o desempenho escolar médio em apresentou uma trajetória declinante entre 1997 e 2001. A partir de 2003, verificamos uma reversão desta tendência, assim como já foi relatado na seção 2.3, no capítulo 2. Os valores em parênteses indicam a magnitude das mudanças na média dentro de cada biênio. Observamos que o biênio 1997-

1999 caracteriza-se pela maior diferença no desempenho médio, dada por uma redução de 10,12 pontos em matemática. Este declínio representa uma variação negativa de 5,26%.

Embora façamos uma análise conjunta das escolas públicas e privadas, podemos ver que a redução na média não foi um evento exclusivo das escolas da rede pública. Observamos, pela TAB. 8, que mesmo nas escolas particulares, onde o público escolar é formado, em sua grande maioria, por crianças e jovens que vivem em um ambiente familiar com maiores estímulos para o estudo, houve uma redução no nível médio do desempenho escolar entre 1997 e 1999. Nos anos seguintes, o desempenho médio apresentou um leve aumento, mas permaneceu abaixo do nível encontrado em 1997.

TABELA 8 - Desempenho escolar médio dos alunos da 4ª série do ensino fundamental, por rede de ensino, matemática, Brasil, 1997 a 2005

Disciplinas e rede de ensino	Ciclos de avaliação do SAEB				
	1997	1999	2001	2003	2005
Matemática	192,29	182,17	179,17	180,68	186,09
Particular	223,50	214,87	218,42	221,68	223,35
Pública	177,98	173,44	168,64	172,20	174,44
Estadual	179,25	173,64	170,30	174,34	177,23
Municipal	176,18	173,22	167,03	170,06	171,73

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Percebe-se que em todas as redes de ensino e em ambas as disciplinas, o maior nível médio do desempenho escolar é encontrado no ciclo de avaliação do SAEB realizado em 1997³⁷. Mesmo com a recuperação do desempenho médio global, verificada a partir de 2003, é possível notar que o aumento nas médias não foi suficiente para chegar ao nível alcançado em 1997. Antes de analisar as possíveis explicações para este resultado – que serão tratadas nos próximos capítulos – é importante considerar a hipótese de este resultado estar refletindo mudanças no processo de coleta e produção dos escores.

³⁷ O primeiro ano disponível na série histórica do SAEB é o ano de 1995, que não foi incluído nesta análise por causa de limitações inerentes a esta base de dados (ausência de informações sobre a escolaridade dos pais). No entanto, é importante apenas citar que em 1995 o desempenho médio dos alunos da 4ª série do ensino fundamental foi um pouco superior às médias alcançadas em 1997, na disciplina de português, e manteve-se estável na disciplina de matemática, como pode ser visto na TAB. 1 do capítulo 2.

Conforme mencionado anteriormente, a partir do ciclo de 1999, houve uma mudança no método de amostragem do SAEB: as unidades primárias de amostragem passaram a ser as escolas e não os municípios, como nos ciclos anteriores³⁸. Segundo o SAEB (1999), esta mudança foi introduzida com o objetivo de alcançar maior precisão nas estimativas da média do desempenho dentro de cada Unidade da Federação, pois cada etapa de conglomeração pode resultar em uma perda de precisão das estimativas. No entanto, um documento elaborado pelo INEP (2007, p.4), que analisa as médias do desempenho em uma perspectiva comparada, ressalta que “em todas as edições do SAEB os procedimentos de amostragem basearam-se em metodologia científica, que garante a precisão das estimativas dos parâmetros populacionais”³⁹.

Em relação ao processo utilizado na produção dos dados, respaldamo-nos nos documentos e artigos técnicos que explicam o método de construção e atribuição dos escores e garantem a sua comparabilidade ao longo dos anos (BRASIL, 2000; Fontanive *et al.*, 2007; INEP, 2007). Esta garantia é dada pelo uso da Teoria de Resposta ao Item e pela adoção de itens comuns em todos os ciclos de avaliação. Por fim, apenas para ressaltar a confiabilidade na comparação dos resultados, citamos uma passagem de um relatório produzido pelo INEP (2007):

... faz-se necessário salientar que a população de referência do SAEB é dinâmica, ou seja, os alunos que a constituem em cada ciclo apresentam uma estrutura variada, como por exemplo, em relação ao nível sócio-econômico-cultural, fatores não controlados pelo sistema. Além disso, o próprio sistema educacional apresenta um dinamismo próprio, cujas mudanças são captadas pelo SAEB, apesar de não serem controladas por ele. Nessa linha, em cada levantamento do SAEB houve pequenas variações que deram a forma final para as populações de referência. O mesmo ocorreu na definição das amostras. Todavia, manteve-se similaridade na sua estrutura, permitindo, dessa maneira, comparação entre os anos. (p.4)

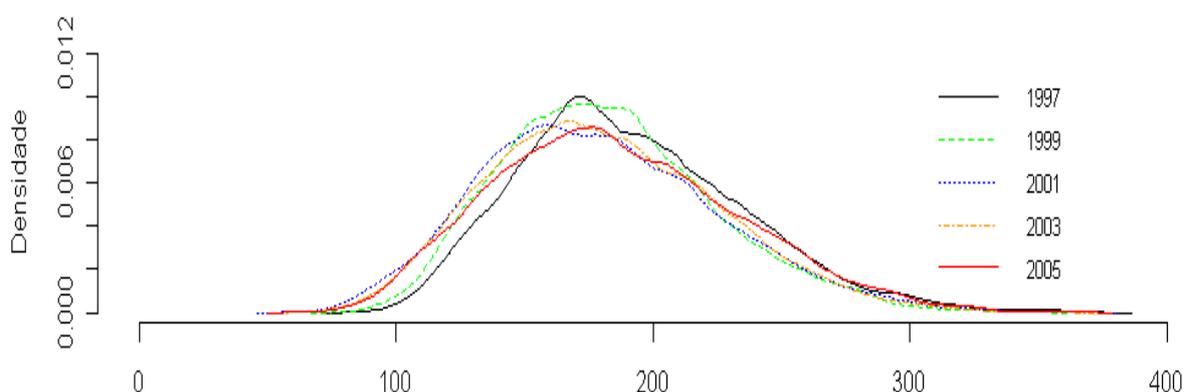
Dando seqüência à análise comparativa dos resultados, calculamos as curvas de densidade de probabilidade dos escores em cada ciclo de avaliação do SAEB com o intuito de

³⁸ Neste sentido, a amostra de alunos em cada disciplina é considerada como uma amostra obtida em três etapas: a primeira etapa é definida pela seleção de escolas, a segunda pela seleção de turmas e a terceira definida pela seleção, dentro da turma, de um grupo de alunos para cada disciplina avaliada (BRASIL, 2006).

³⁹ É importante deixar claro que no cálculo das estimativas reportadas nesta tese foram utilizados os pesos amostrais que, como consta no dicionário de dados do SAEB 2001, garante a compensação dos efeitos da amostragem com taxas diferenciadas nos diversos estratos da pesquisa.

analisar as diferenças entre os anos. A análise baseada na média, como feita anteriormente, apesar importante em uma análise exploratória dos dados, esconde as variações ocorridas nos diversos segmentos da distribuição dos escores. Portanto, uma interpretação mais detalhada requer o estudo do comportamento das curvas de distribuição do desempenho escolar, como apresentado no GRAF. 2:

GRÁFICO 2 - Densidade de probabilidade da proficiência em matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

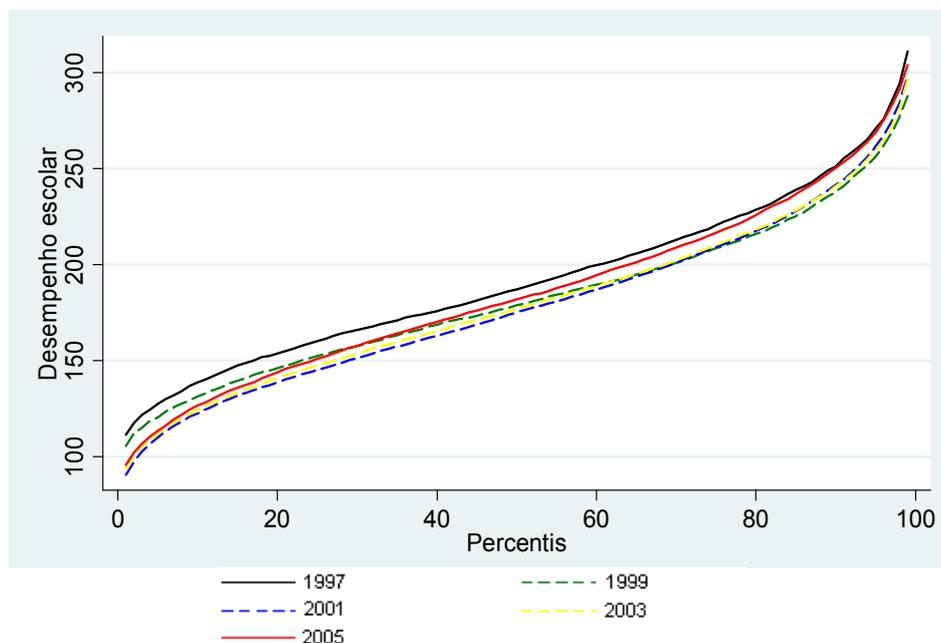
Nota: As densidades foram estimadas por meio da função Kernel Epanechnikov e o parâmetro de suavização foi obtido pela regra prática de Silverman (1986).

Ao comparar as curvas, o primeiro aspecto observado é o deslocamento para a esquerda das curvas de densidade de probabilidade da proficiência escolar dos estudantes avaliados após o ano de 1997. Além deste deslocamento, estas curvas se destacam por terem uma quantidade maior de estudantes com menores habilidades cognitivas, como pode ser visto pelo adensamento da cauda inferior. A distribuição do desempenho em 2001 atinge o ápice desta expansão. É possível observar, também, um leve estreitamento da cauda superior, principalmente em 1999, indicando uma redução na densidade de alunos com desempenho mais elevado. Parece haver, portanto, tanto uma mudança na localização quanto na dispersão da distribuição.

No caso de uma mudança na localização, o conjunto de alunos como um todo apresentaria uma redução nos escores obtidos nos exames de proficiência. O GRAF. 3 compara os valores dos percentis da distribuição do desempenho em todos os períodos e a TAB. 9

fornece os valores dos decis (os quais serão úteis na interpretação dos resultados da distribuição relativa, no capítulo 4):

GRÁFICO 3 - Percentis da proficiência em matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

TABELA 9 - Decis da distribuição empírica do desempenho escolar, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005

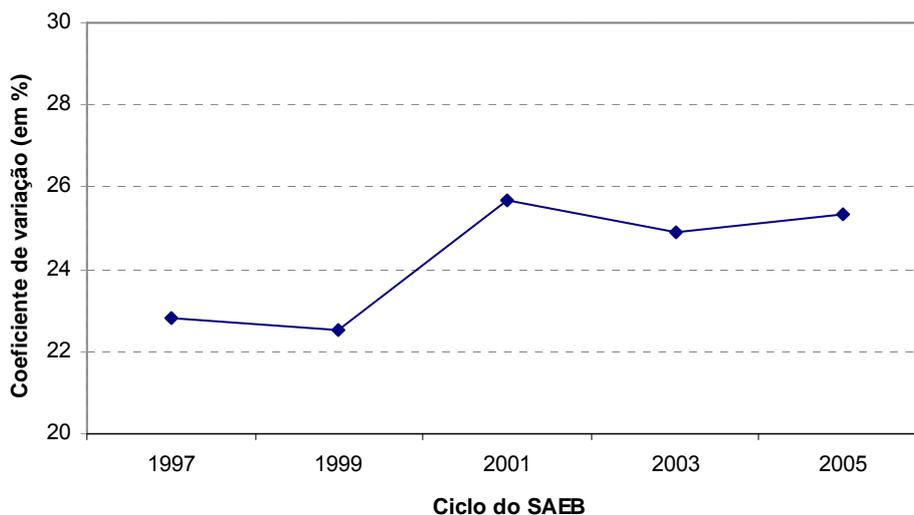
Pontos de corte nos decis	Matemática				
	1997	1999	2001	2003	2005
1º	138,99	131,29	123,15	124,87	127,11
2º	153,92	146,10	138,74	141,21	144,38
3º	166,19	157,61	151,64	154,02	158,21
4º	176,12	168,75	163,03	165,71	170,65
5º	187,28	178,68	175,29	177,18	182,39
6º	200,05	189,54	187,18	189,06	195,09
7º	213,03	200,96	201,14	202,52	209,50
8º	228,74	215,86	217,61	218,64	226,56
9º	250,97	237,80	241,31	241,13	250,82

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Pela análise do GRAF. 3, é possível observar uma redução nos níveis de desempenho em cada percentil (obviamente, também, nos decis, cujos valores estão na TAB. 9) dado pelo deslocamento para baixo da curva dos percentis. Este efeito foi mais intenso nos primeiros centis da distribuição. Em 2005, a distribuição se aproxima da curva de 1997 nos últimos centis da distribuição.

Esta análise nos dá uma idéia de como as curvas se comportaram em termos das mudanças nos níveis de desempenho alcançado pelos alunos ao longo de toda a distribuição. Para conhecermos um pouco da dispersão desses escores, estimamos os coeficientes de variação⁴⁰ que são apresentados no GRAF. 4:

GRÁFICO 4 - Coeficiente de variação do desempenho escolar por disciplina, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

É possível notar que o grau de dispersão em matemática apresenta um leve declínio entre 1997 e 1999, elevando-se entre 1999 e 2001 e, em seguida, observa-se uma estabilidade.

As estatísticas descritivas apresentadas nesta seção não acrescentam muito ao que já tem sido pesquisado na literatura. Tipicamente, os estudos que procuram analisar as mudanças no desempenho escolar ao longo dos anos focam em medidas-síntese, como a média e a variância, as quais podem deixar de capturar aspectos interessantes inerentes a uma distribuição do atributo em estudo. A proposta do capítulo seguinte é aproveitar a riqueza das informações contidas nos dados produzidos pela série histórica bienal do SAEB e explorar as mudanças ocorridas nos escores através de uma análise comparativa

⁴⁰ O coeficiente de variação é uma medida da dispersão ou variabilidade dos dados em relação à média. É calculado através da razão entre o desvio-padrão e a média.

interdistribucional, com o uso do método da distribuição relativa. Desta forma, podemos ver, por exemplo, se o declínio do escore médio foi decorrente de uma piora no desempenho apenas dos alunos com menores notas no exame do SAEB ou, também, dos alunos com melhor desempenho acadêmico.

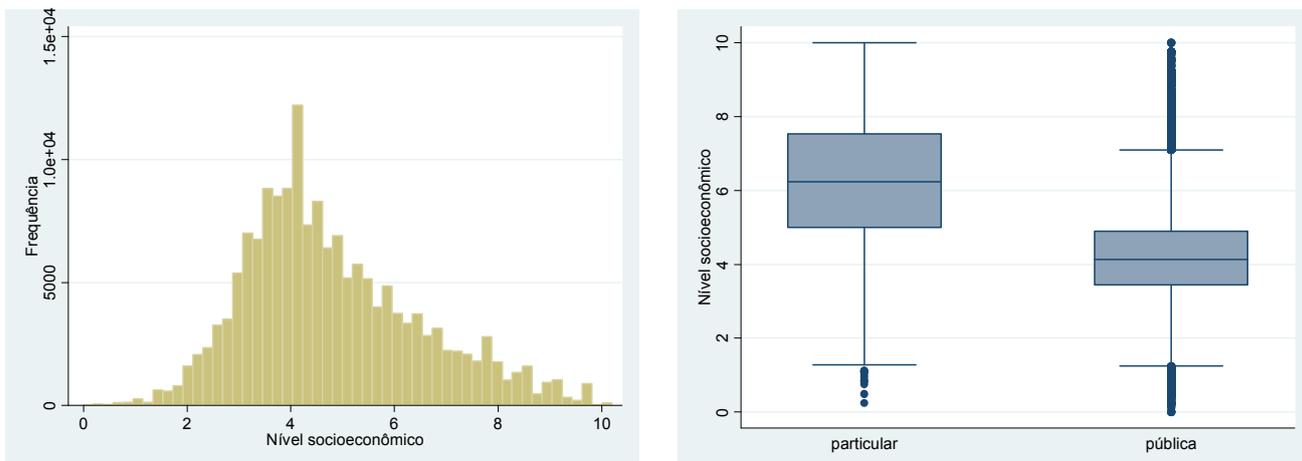
3.3.3.2 Nível socioeconômico

A condição socioeconômica dos estudantes não é uma variável diretamente observada e, portanto, não está disponível nos dados produzidos pelo SAEB. Dada a importância desse construto nos estudos educacionais, tornou-se necessário criar uma escala de medida segundo a qual esta variável assume determinados valores. Neste trabalho, optamos por criar esta escala de medida com base na Teoria de Resposta ao Item (TRI), por ser esta a técnica comumente utilizada nas avaliações educacionais desenvolvidas com os microdados do SAEB. Como referencial teórico para a construção desta medida latente, utilizamos o estudo de Alves e Soares (2008).

Para a construção do índice, além da escolaridade do pai e da mãe, utilizamos as seguintes variáveis (ou itens): televisão em cores, vídeo cassete, rádio, geladeira, freezer, máquina de lavar, aspirador de pó, telefone fixo, celular, computador, carro, banheiro, empregada doméstica. A inclusão desses itens foi baseada na análise de suas curvas características. O índice varia de 0 a 10. Neste caso, quanto mais próximo de 0 (zero), menor o nível socioeconômico dos alunos e quanto mais próximo de 10, melhor a sua condição socioeconômica. A utilização da Teoria de Resposta ao Item e a manutenção de itens âncoras ao longo da série histórica garante a comparabilidade do índice entre os vários anos incluídos no estudo. Os detalhes técnicos sobre a estimação são apresentados no Anexo 1.

A FIG. 1 apresenta o histograma desta medida para os 164.496 alunos incluídos neste estudo e o nível socioeconômico discriminado por rede de ensino em que esses alunos estão matriculados.

FIGURA 1 – Histograma e variação do NSE por rede de ensino, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005.

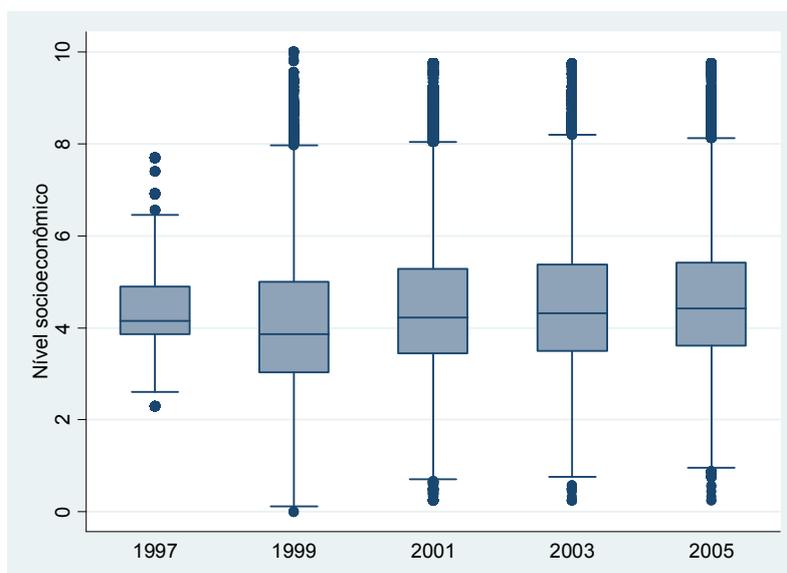


Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Pelo histograma, nota-se que há maior concentração de alunos com baixo nível socioeconômico (próximo ao valor igual a 4). Isto é esperado, pois aproximadamente 68% dos alunos estão matriculados nas escolas públicas, onde a maior parte dos alunos matriculados provém de famílias com baixo nível socioeconômico. Podemos notar pelo gráfico de caixas que os alunos da rede pública de ensino têm, como esperado, condições socioeconômicas mais baixas e níveis mais parecidos entre si.

A GRAF. 5 apresenta a distribuição do nível socioeconômico em cada ciclo do SAEB.

GRÁFICO 5 – Variação do NSE por ciclo do SAEB, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005

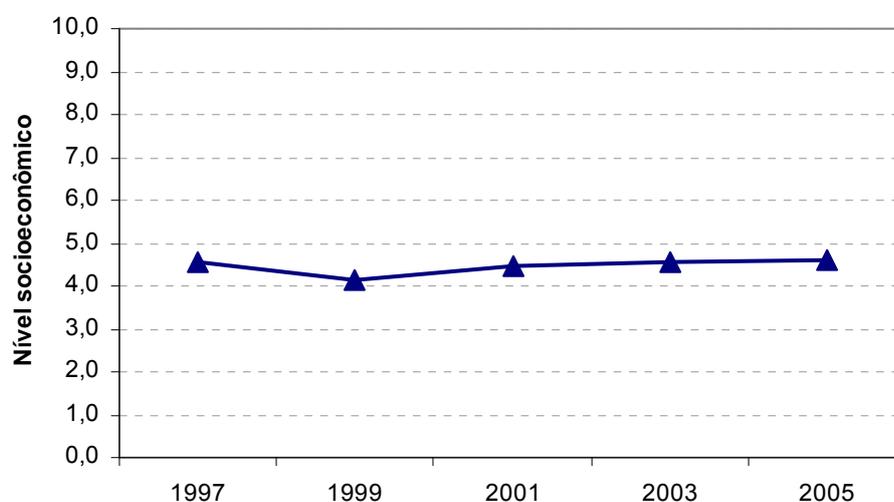


Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

É possível notar que, dentre todos os anos incluídos na análise, os alunos avaliados em 1997 possuem níveis socioeconômicos mais parecidos entre si. Em 1999, os alunos apresentam o nível socioeconômico mais baixo. Este resultado pode ser pensado em termos da ampliação do acesso ao ensino, que possibilitou a inclusão de alunos carentes nas instituições escolares.

Os GRAF. 6 apresentam a evolução temporal do nível socioeconômico médio.

GRÁFICO 6 – Evolução temporal da média do nível socioeconômico dos alunos, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005

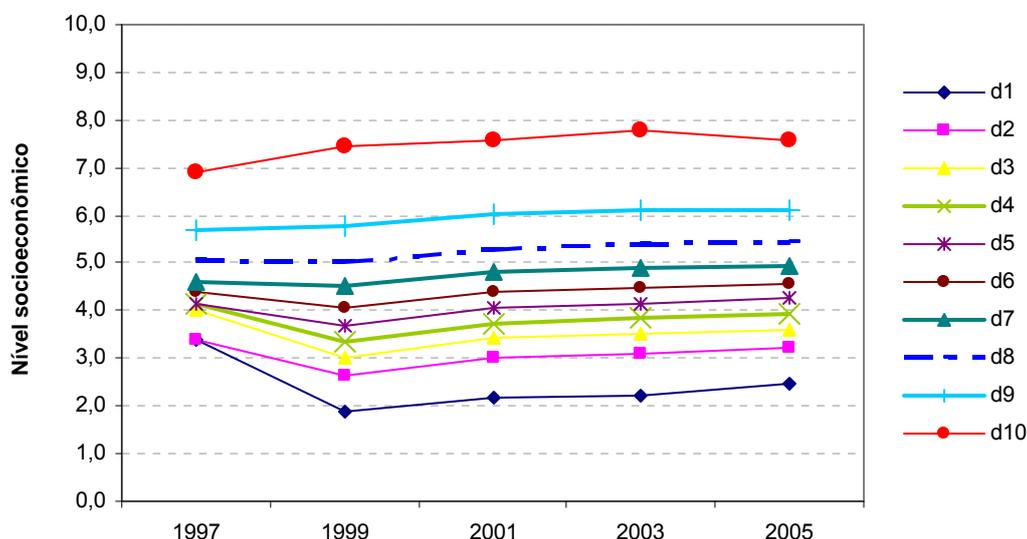


Fonte dos dados básicos: Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

É possível notar uma redução do nível socioeconômico médio no ano de 1999. A partir de 2001, este índice apresenta um leve aumento e, em 2005, chega a superar o valor atingido em 1997. Uma das explicações para esta recuperação pode estar associada aos efeitos de composição demográfica, conforme descrito no estudo de Rios-Neto (2005). O autor mostrou que a dinâmica demográfica no Brasil, nas duas últimas décadas, tem favorecido as políticas educacionais brasileiras devido à melhoria do *background* familiar dos estudantes. Os dados da PNAD demonstram que, entre 1983 e 2003, houve uma redução no percentual de filhos cujas mães têm escolaridade baixa (0 a 3 anos de estudo) e um aumento no percentual de mães com elevada escolaridade (9 anos ou mais de estudo). Como a escolaridade dos pais é um componente importante na medida do nível socioeconômico elaborada nesta tese, podemos intuir que a melhoria nas condições educacionais dos pais dos alunos favoreceu o aumento deste índice.

O GRAF. 7 apresenta a evolução temporal do nível socioeconômico por decil do desempenho escolar.

GRÁFICO 7 – Evolução temporal do nível socioeconômico dos alunos, por decil de desempenho escolar, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

O GRAF. 7 permite constatar que a redução do nível socioeconômico médio em 1999 provém da redução acentuada desta medida entre os alunos com menor desempenho escolar, situados nos primeiros decis da distribuição. Entre os alunos situados no último decil, é possível notar uma melhoria em suas condições socioeconômicas.

3.4 Aspectos metodológicos

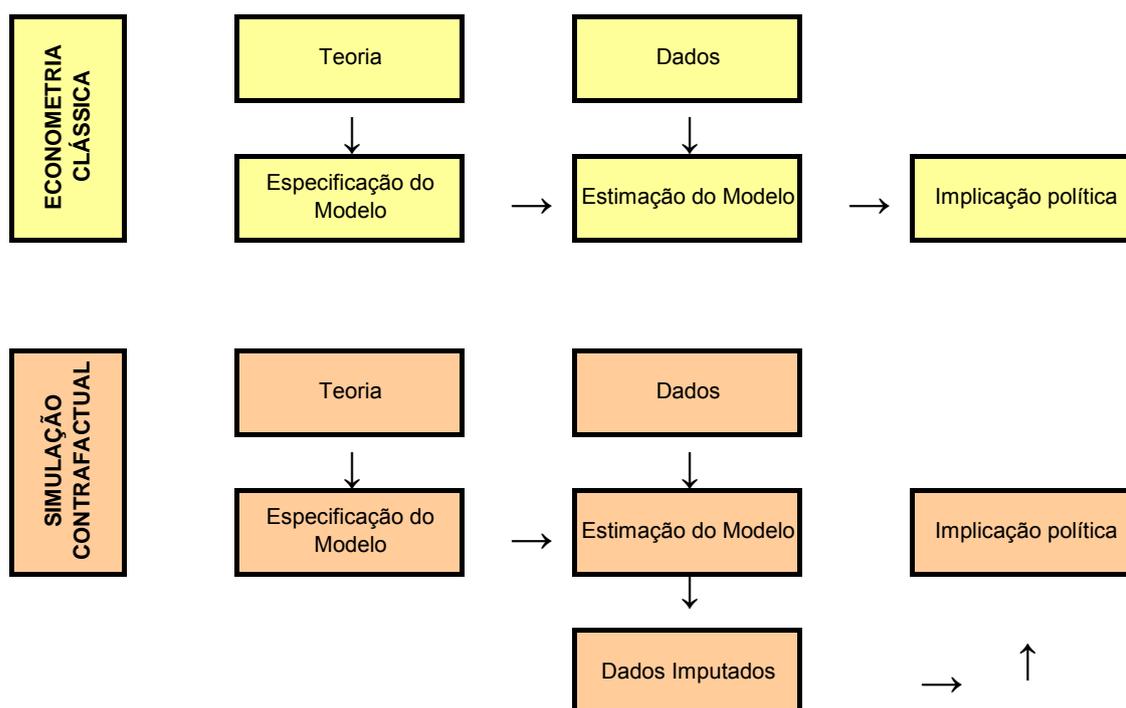
Para cumprir um dos objetivos deste estudo, que é identificar e quantificar o efeito de mudanças ocorridas nas características observáveis e não-observáveis (e no retorno destas características) individuais, familiares e escolares sobre as mudanças no desempenho escolar ao longo de 1997 e 2005, optamos pela utilização de técnicas empíricas de decomposição baseadas em simulações contrafactuais. Esta metodologia é definida por Barros *et al.* (1995) da seguinte forma:

As Técnicas Empíricas de Decomposição têm por objetivo organizar a evidência empírica sobre as variações num dado resultado de um dado sistema, procurando relacioná-las a concomitantes variações nas

características dos componentes do mesmo. A idéia básica subjacente a estas técnicas é o fato de que o resultado de um sistema varia se, e somente se, a(s) característica(s) de algum(ns) de seus componentes varia(m). Assim, Técnicas Empíricas de Decomposição constituem fundamentalmente um método contábil que permite determinar que parcela das variações empiricamente observadas no resultado do sistema advém de concomitantes variações em cada uma das características dos componentes que formam este sistema. (p.35)

No caso deste estudo, o “sistema” é construído pela relação entre o desempenho obtido pelos alunos nos exames de proficiência e os fatores ou as características associadas a este desempenho. Na literatura educacional, esta relação é comumente modelada por meio de uma função de produção educacional. Como resultados desta função, temos o grau de sensibilidade do desempenho escolar aos insumos individuais, familiares e escolares inseridos neste processo (representado pela estrutura de coeficientes da regressão) e o componente não-explicado (o resíduo) que, em geral, é atribuído às características não-observáveis pelo pesquisador, mas que exercem influência sobre o aprendizado do aluno.

O uso das técnicas de decomposição baseadas em simulações contrafactuais permite, portanto, mensurar o impacto da variação em cada um dos componentes da função de produção educacional (insumos, coeficientes e resíduo) sobre as variações intertemporais ocorridas no desempenho escolar (entendido como o produto desta função). Isto é feito através da imputação de dados, como pode ser visto na DIAG. 2:

DIAGRAMA 2 – Esquema da microsimulação contrafactual

Fonte: adaptação feita com base no programa do curso de microsimulação contrafactual ministrado por Barros, R e Franco, S. (2006).

Como pode ser visto pela DIAG. 2, a diferença entre a econometria clássica e a microsimulação contrafactual está na existência de dados imputados, também conhecidos como dados contrafactuais. Observa-se que em ambas há um aporte teórico por trás da especificação do modelo e são necessários dados para que o modelo seja estimado.

Neste estudo, utilizamos o método de decomposição da distribuição relativa e as simulações contrafactuais elaboradas por Oaxaca-Blinder (1973) e Junh, Murphy e Pierce (1993), amplamente utilizados nos estudos sobre desigualdade de renda. O uso de simulações contrafactuais é bastante instrutivo por isolar cada efeito dos demais em contextos que envolvem processos multifatoriais, como é o caso da relação entre o desempenho cognitivo e seus fatores associados⁴¹. A formalização destas metodologias e a integração das mesmas aos dados educacionais são elaboradas separadamente nos capítulos

41 As técnicas de decomposição possuem uma estreita relação com as técnicas de padronização comumente utilizadas nos estudos demográficos, na medida em que recorrem a uma distribuição padrão (ou referência) para isolar o efeito de características que afetam a comparação direta dos resultados de medidas-síntese entre dois períodos, grupos ou regiões.

onde são apresentados os resultados. Entendemos que esta estrutura facilita a compreensão do método e a interpretação dos resultados obtidos pelos mesmos.

4 ANÁLISE COMPARATIVA DAS MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO DO DESEMPENHO ESCOLAR ENTRE 1997 E 2005

Na análise da evolução do desempenho escolar médio no período 1997-2005, apresentada na seção 2.3, capítulo 2, constatamos que os estudantes da educação básica brasileira apresentaram resultados mais baixos nos exames de proficiência escolar. O declínio e a manutenção do desempenho escolar médio em níveis abaixo do que é considerado suficiente para a 4ª série do ensino fundamental – 225 pontos em matemática⁴² – suscita questões acerca dos fatores que podem ter contribuído para este processo. Antes de explorarmos esta questão⁴³, procuramos entender um pouco mais sobre as mudanças ocorridas nos escores que medem a proficiência escolar dos alunos entre 1997 e 2005.

Como o desempenho escolar médio é uma medida-resumo da distribuição de frequência do desempenho de um conjunto de alunos, a redução desta medida pode refletir uma piora nos resultados educacionais do conjunto de alunos como um todo ou uma piora no desempenho de algum segmento deste conjunto de alunos – por exemplo, uma redução no desempenho escolar dos alunos com maiores dificuldades de aprendizado e, portanto, localizados no segmento inferior da distribuição. Neste cenário, o declínio do desempenho escolar seria acompanhado de um aumento na desigualdade educacional.

Para avaliar estes pontos, utilizamos o método da distribuição relativa, desenvolvido por Handcock e Morris (1999). Este método compara e sintetiza toda diferença existente entre duas distribuições dos escores definidas em dois pontos no tempo (por exemplo, as diferenças entre t_0 e t_1) e a decompõe nas parcelas atribuídas ao efeito de mudanças na localização (nível) e dispersão (distribuição). Neste sentido, o estudo elaborado neste capítulo traz novos elementos para o debate sobre o declínio do desempenho escolar médio observado nos últimos anos.

⁴² Movimento Todos pela Educação, 2008.

⁴³ Esta análise é feita nos capítulos 5 e 6.

O capítulo se divide em três seções. Na primeira seção, apresentamos o método da distribuição relativa. Na segunda seção, apresentamos e analisamos tecnicamente os resultados obtidos por este método. Por fim, procuramos fazer uma síntese dos resultados encontrados e uma discussão com o debate existente na literatura.

4.2 O método da distribuição relativa

A distribuição relativa é uma ferramenta estatística descritiva e não-paramétrica, desenvolvida por Handcock e Morris (1999), utilizada para comparar duas distribuições de um mesmo atributo entre grupos ou entre períodos. Neste capítulo, o atributo em estudo é o desempenho escolar dos alunos da 4ª série do ensino fundamental e a comparação é feita entre dois pontos no tempo: um deles utilizado como ano de referência (t_0) e o outro utilizado como ano de comparação (t_1).

Para formalizar a técnica, supomos que, em cada um desses anos, temos as funções densidade de probabilidade, $f_0(y_{t_0})$ e $f_1(y_{t_1})$, e as funções de distribuição acumulada, $F_0(y_{t_0})$ e $F_1(y_{t_1})$, onde Y corresponde ao desempenho escolar. Com base nestas funções, a distribuição relativa do desempenho escolar entre t_0 e t_1 pode ser gerada pelo reescalonamento do desempenho escolar em t_1 utilizando a função de distribuição acumulada do desempenho em t_0 :

$$R = F_0(Y_{t_1}) \quad (4.1)$$

Com este reescalonamento, geramos o dado relativo r , contínuo no intervalo $[0,1]$, que mede a posição relativa de Y_{t_1} na distribuição de Y_{t_0} , ou seja, como os estudantes avaliados em t_1 estariam alocados na distribuição do desempenho escolar em t_0 . Consideremos, por exemplo, que um aluno com um desempenho de 200 pontos da escala do SAEB em $t_1 = 2005$ se localize no 6º decil da distribuição de desempenho dos alunos avaliados em $t_0 = 1997$. A identificação desta posição, ou seja, o 6º decil, corresponde ao valor do dado relativo r .

Como r é uma variável aleatória, também possui uma função densidade de probabilidade, $g(r)$, e uma função de distribuição acumulada, $G(r)$, que é dada por:

$$G(r) = F(F_0^{-1}(r)) = F(Q_0(r)) \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (4.2)$$

Onde $Q_0(r)$ é a função quantílica de $F(y_{t_0})$ e r representa o quantil.

A função densidade de probabilidade do dado relativo, $g(r)$, denominada “densidade relativa” por Handcock e Morris (1999), pode ser obtida a partir de (4.2):

$$g(r) = \frac{f_1(Q_0(r))}{f_0(Q_0(r))} \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (4.3)$$

Em termos da escala da medida original do desempenho escolar, a densidade relativa pode ser expressa como:

$$g(r) = \frac{f_1(y_r)}{f_0(y_r)} \quad y_r = Q_0(r) \geq 0 \quad (4.3.1)$$

Pela equação (4.3.1) podemos ver que a densidade relativa é calculada por meio de uma razão de densidades: a razão entre a densidade de alunos avaliados no período de comparação, $f_1(y_r)$, e a densidade de alunos avaliados no período de referência, $f_0(y_r)$, em um dado nível do desempenho escolar, y_r (desempenho escolar referente ao quantil r da distribuição do ano de referência, t_0).

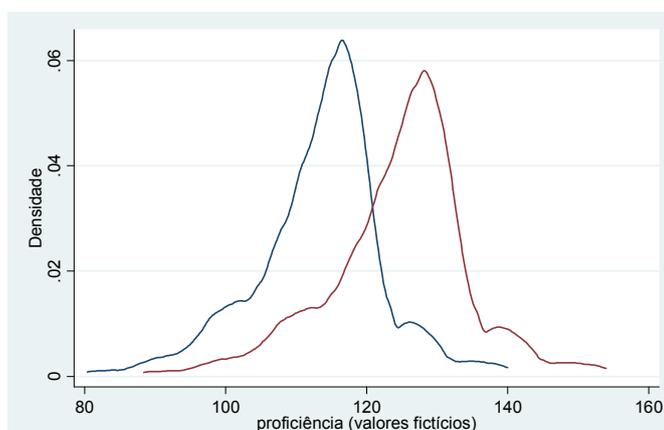
Assim, para cada quantil da distribuição do desempenho escolar no período de referência, t_0 , há três formas de interpretar os resultados: i) quando a densidade relativa for maior que 1, ($g(r) > 1$), podemos dizer que há uma sobre-representação de alunos do período de comparação em relação aos alunos avaliados no período de referência; ii) quando a densidade relativa for menor que 1 ($g(r) < 1$), esta relação é inversa, ou seja, há uma sub-representação dos estudantes do período de comparação em relação ao período de referência; e iii) quando a densidade relativa for igual a 1, ($g(r) = 1$), a densidade de

estudantes nos períodos de referência e comparação é a mesma para o quantil em questão e isto indica que há uma equivalência distribucional⁴⁴.

Os resultados produzidos por esta técnica simplificam a comparação entre duas curvas de densidade de probabilidade na medida em que sintetizam as diferenças entre elas através de uma única curva formada pelas taxas de densidade relativa. Além desta vantagem, a distribuição relativa é decomponível. Portanto, as diferenças totais encontradas entre as distribuições do desempenho escolar no ano t_0 e t_1 podem ser explicadas tanto pelas mudanças ocorridas na localização da distribuição (*efeito nível*) quanto pelas mudanças ocorridas no desenho da curva de distribuição (*efeito distribuição*).

As mudanças no nível são explicadas por alterações na localização dos escores do desempenho escolar, por meio de mudanças na média da distribuição. Mesmo que a estrutura da distribuição permaneça constante entre t_0 e t_1 , a sua localização pode ser alterada no caso, por exemplo, de uma adição de um valor constante c no desempenho de todos os alunos, como ilustrado na GRAF. 8:

GRÁFICO 8 - Ilustração de um efeito de mudanças puras no nível de duas distribuições com a mesma estrutura

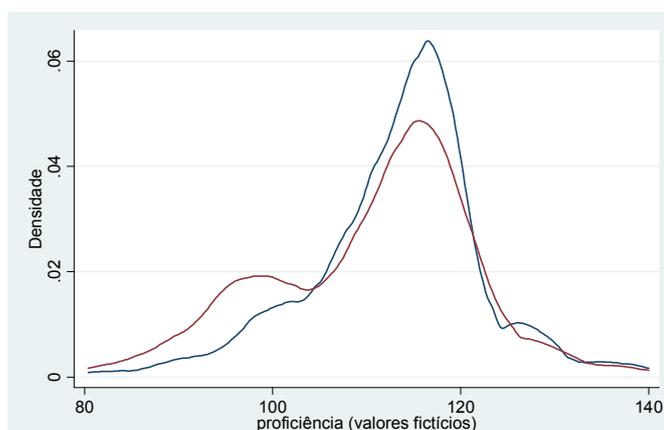


⁴⁴ A distribuição relativa foi implementada no *software* R (*R Core Development Team, 2007*) por meio da utilização do pacote “*reldist*”. A sintaxe foi produzida com base na adaptação da rotina fornecida por Handcock e Aldrich (2002). Para o cálculo das densidades relativas, empregamos o método padrão utilizado na programação computacional preparada por Handcock e Aldrich (2002), que baseia-se no método de suavização da verossimilhança local (*local likelihood method*)⁴⁴. Segundo Handcock e Janssen (2002, p.416), o uso do estimador de máxima verossimilhança local apresenta melhores resultados quando comparado ao estimador de Kernel, dado que este último acarreta no problema da subestimação das densidades relativas para valores do dado relativo (r) próximos a 0 ou 1 (efeito de borda). Para uma comparação dos métodos, ver Hall e Tao (2002). Para uma descrição detalhada do método, ver Loader (1996).

Neste caso, o efeito puro de mudanças no nível é representado por um deslocamento à direita da curva de distribuição do desempenho. Esta mudança na localização da curva aumenta o desempenho médio, embora a proporção de alunos se mantenha constante em cada ponto da distribuição.

A estrutura da distribuição, por sua vez, é formada pela dispersão dos escores que medem o desempenho escolar de cada estudante avaliado em um determinado período. Por exemplo, podemos pensar em uma alteração no padrão da curva entre t_0 e t_1 caracterizada por aumento nas espessuras das caudas inferior e superior, conforme ilustrado na GRAF. 9:

GRÁFICO 9 - Ilustração de um efeito de mudanças puras na estrutura de duas distribuições com o mesmo nível de desempenho escolar



Neste caso, podemos intuir, por exemplo, que houve um aumento na proporção de estudantes com baixo (elevado) nível sócio-econômico e, conseqüentemente, com menores (maiores) habilidades e competências cognitivas, que afetaram o padrão do segmento inferior (superior) da distribuição. Neste cenário hipotético, apesar de o nível (média) ter permanecido constante entre t_0 e t_1 , constatamos uma mudança na dispersão dos escores que sinalizam para um aumento da distância entre os alunos mais e menos qualificados.

Para formalizar esta decomposição, é necessário criar uma variável hipotética, Y_h , cujo nível de sua distribuição seja igual ao nível da distribuição do período de comparação t_1 , mas a estrutura permaneça a mesma do período de referência, t_0 . Para uma mudança na média, Y_h é definida como uma variável aleatória denotada por $Y_h = Y_{t_0} + p$, onde $p = \bar{Y}_{t_1} - \bar{Y}_{t_0}$. Neste caso, \bar{Y}_{t_0} é o desempenho médio no período t_0 e \bar{Y}_{t_1} é o desempenho médio no período t_1 . Com as três variáveis, Y_{t_0} , Y_{t_1} e Y_h , é possível produzir duas

distribuições relativas que isolam os efeitos de mudanças no nível e na estrutura da distribuição. Generalizando a notação (4.1), temos:

- *Efeito total* = distribuição relativa de Y_t e Y_{t_0} (equivale à equação 4.1):

$$R \equiv R_0^1 = F_0(Y_t)$$

- *Efeito nível* = distribuição relativa de Y_h e Y_{t_0} :

$$R_0^h = F_0(Y_h) \quad (4.4)$$

- *Efeito distribuição* = distribuição relativa de Y_t e Y_h :

$$R_h^1 = F_h(Y_t) \quad (4.5)$$

Generalizando, também, a notação (4.3.1), os efeitos total, nível e distribuição podem ser representados em função das taxas de densidade relativa da seguinte forma:

$$\frac{f_1(y_r)}{f_0(y_r)} = \frac{f_h(y_r)}{f_0(y_r)} \times \frac{f_1(y_r)}{f_h(y_r)} \quad (4.6)$$

O lado esquerdo da equação representa a densidade relativa total, $g_0^1(r)$; a primeira razão do lado direito da equação representa a densidade relativa proveniente do efeito nível, $g_0^h(r)$; e a segunda razão do lado direito da equação representa a densidade relativa proveniente do efeito distribuição, $g_h^1(r)$.

Em uma análise comparativa, precisamos estabelecer o parâmetro de comparação (a referência). Primeiramente, optamos por utilizar a distribuição dos escores do ano de 1997 como referência, por ser este o primeiro ano da série histórica analisada neste estudo e por apresentar os melhores níveis de desempenho escolar ao longo de toda a distribuição. Assim, as comparações foram feitas entre: 1997-1999; 1997-2001; 1997-2003; 1997-2005. No entanto, para não perder as variações ocorridas a cada dois anos, incluímos, também, as comparações por biênio e, neste caso, a distribuição de referência passou a ser referente ao primeiro ano de cada biênio em análise: 1997-1999; 1999-2001; 2001-2003; 2003-2005.

Todos os resultados produzidos por esta técnica são apresentados por meio de gráficos e são quantificados por meio de medidas-síntese, como o índice de entropia e o índice de polarização, cujas métricas são descritas nas seções seguintes.

4.2.1 Índice de entropia

O índice de entropia é utilizado para medir a diferença entre duas distribuições⁴⁵. Handcock e Morris (1999) sugerem o uso da formalização de Kullback-Leibler, pois além de fornecer uma interpretação simples em termos da distribuição relativa, pode ser decomponível nos efeitos nível e estrutura. Formalmente, esta medida pode ser expressa como se segue:

$$D(F_1; F_0) = \int_{-\infty}^{\infty} \log\left(\frac{f_1(y_r)}{f_0(y_r)}\right) dF(y) = \int_0^1 \log(g(r))g(r)dr \quad (4.7)$$

Com base nesta medida, os três componentes da decomposição são dados por:

$$D(F_1; F_0) = D(F_h; F_0) + D(F_1; F_h) \quad (4.8)$$

Onde:

$D(F_1; F_0)$ = diferença total entre as distribuições da proficiência Y_0 e Y_1 ;

$D(F_h; F_0)$ = diferença entre as distribuições ocasionadas por alterações no nível;

$D(F_1; F_h)$ = diferença entre as distribuições ocasionadas por alterações na estrutura.

⁴⁵ Esta técnica utilizada para medir as mudanças ocorridas no desempenho escolar ao longo dos anos se assemelha à técnica proposta por Soares (2006) e foi incorporada em seu estudo mais recente, cuja referência é Soares e Marotta (2009). Uma das diferenças entre estes estudos e o que estamos desenvolvendo nesta tese é que, no caso deste trabalho, procuramos avaliar a desigualdade ao longo do tempo e, por isso, utilizamos a distribuição do desempenho dos alunos avaliados em 1997 como referência para as comparações com os anos seguintes. Neste sentido, não estamos comparando a distribuição empírica de 1999, 2001, 2003 e 2005 com uma distribuição considerada como ideal, assim como no estudo de Soares (2006) e Soares e Marotta (2009). A escolha do ano de 1997 como período de referência se justifica por compor o primeiro ano da série histórica utilizada neste trabalho, além apresentar uma média e quantis do desempenho escolar mais elevados em relação aos demais períodos.

A magnitude relativa do segundo e terceiro componentes sinaliza a contribuição relativa de mudanças no nível e na estrutura sobre as diferenças totais observadas entre as distribuições nos períodos t_0 e t_1 .

4.2.2 Índice de polarização

O índice de polarização corresponde ao desvio absoluto médio da distribuição relativa. O que caracteriza uma distribuição relativa polarizada é o formato em U de sua densidade. Quando isto ocorre, pode-se dizer houve um aumento na proporção de estudantes nas caudas inferior e superior da distribuição e, portanto, houve um aumento na desigualdade. Assim, este índice permite visualizar o que ocorre no centro e nas caudas superior e inferior da distribuição, o que não é possível de enxergar quando se analisa apenas a tendência da média.

Para a construção do índice de polarização, considera-se a distribuição relativa de Y_0 em relação a Y_1 dada por $R_0^h = F_0(Y_1 - p)$, onde $p = Q_1(1/2) - Q_0(1/2)$, ou seja, p é igual à diferença entre a mediana de Y_1 e Y_0 ; Q é a função quantílica. Como a mediana das duas distribuições foi igualada, a mediana de R_0^h será $1/2$. Assim, o índice de polarização relativa da mediana – *median relative polarization index* – pode ser definido como:

$$MRP(F_1; F_0) = 4 \int_0^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| g_h^1(r) dr - 1 \quad (4.9)$$

Este índice mede o desvio absoluto médio em torno da mediana da distribuição relativa proveniente de diferenças apenas na estrutura. A distância entre o dado relativo r e o centro da distribuição, $\left| r - \frac{1}{2} \right|$, é ponderada pelo valor da densidade em r , $g_h^1(r)$. O índice assume valores entre -1 e 1. O valor 0 (zero) indica que não há diferenças entre F_0 e F_1 associados a mudanças na estrutura; valores positivos do índice indicam que há diferenças no formato da curva da distribuição que levaram ao aumento na polarização da distribuição relativa (aumento nas densidades relativas em ambas as caudas); valores negativos representam uma menor polarização, caracterizada por uma convergência das densidades em direção ao centro da distribuição relativa. Se a diferença entre F_1 e F_0 for causada apenas por diferenças no nível, então $g_h^1(r)$ será igual a 1, sinalizando uma distribuição

uniforme, e $MRP(F_1; F_0)$ será igual a zero, sinalizando que não há diferenças entre F_1 e F_0 ocasionadas por mudanças na estrutura.

O índice de polarização da mediana pode ser decomposto em duas partes, tornando possível avaliar a contribuição de mudanças na distribuição abaixo da mediana (*lower index*, equação 4.2.9) e acima da mediana (*upper index*, equação 4.2.10):

$$LRP(F_1; F_0) = 8 \int_0^{\frac{1}{2}} \left| r - \frac{1}{2} \right| g_h^1(r) dr - 1 \quad (4.10)$$

$$URP(F_1; F_0) = 8 \int_{\frac{1}{2}}^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| g_h^1(r) dr - 1 \quad (4.11)$$

Estes dois índices possuem interpretações similares à polarização total, são simétricos e não variam com transformações monotônicas da medida original. Os valores positivos representam maior polarização, o que significa adensamento nas caudas da distribuição. Os valores negativos representam uma redução da polarização, indicando uma tendência à convergência em direção ao centro da distribuição. A inexistência da polarização nas caudas inferior e/ou superior é observada quando o índice for igual a 0 (zero)⁴⁶.

4.3 Resultados da distribuição relativa

Como foi descrito na seção 4.2, os resultados da distribuição relativa estão divididos em duas etapas. Na primeira etapa, estimamos a distribuição relativa acumulando os períodos, ou seja, fixamos o ano de 1997 como o período de referência e utilizamos os demais anos, 1999, 2001, 2003 e 2005, como período de comparação. Na segunda etapa, estimamos a distribuição relativa entre dois ciclos consecutivos de avaliação do SAEB e, neste caso, alternamos o ano utilizado como referência - este passa a ser o primeiro ano de cada biênio.

⁴⁶ Handcock e Morris (1999) salientam que as medidas-sínteses obtidas por meio da distribuição relativa são robustas em relação à presença de *outliers* e à violação de hipóteses sobre a forma da distribuição. Esta robustez provém de duas propriedades da distribuição relativa: 1) o reescalonamento da distribuição no período comparação, t_1 , em relação à distribuição no período de referência, t_0 (a transformação das medidas originais, Y_0 e Y_1 , em termos da posição/quantis no intervalo $[0,1]$ modera a influência dos valores anormais); 2) como é baseada em uma abordagem não-paramétrica, minimiza a possibilidade de violação de hipóteses.

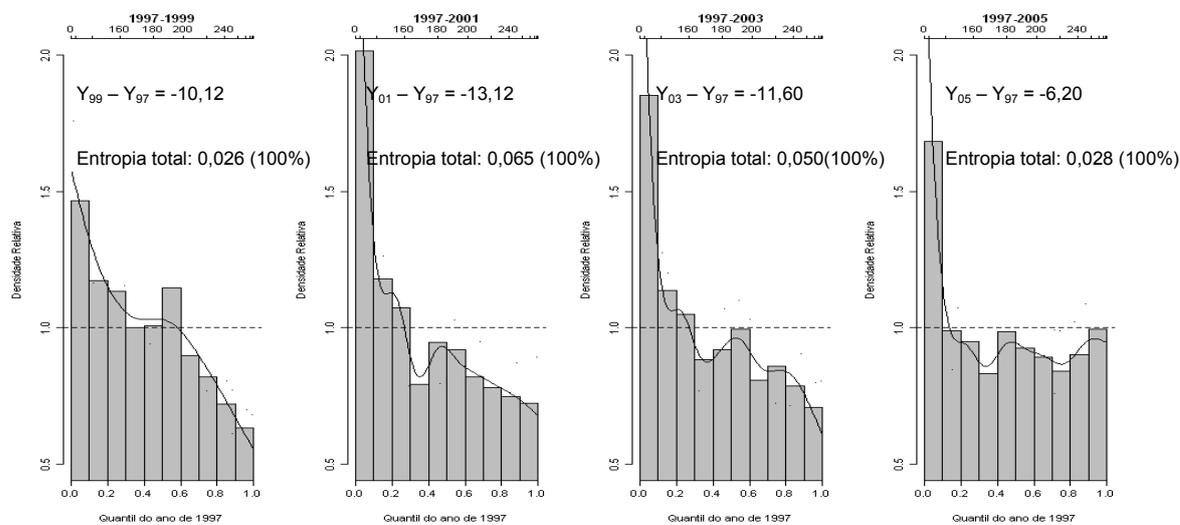
Todos os resultados gerados por esta técnica, incluindo a decomposição dos efeitos nível e estrutura e os índices de entropia e polarização, estão presentes nas FIG. 2 (acumulado) e FIG. 3 (intra-biênio). Em ambas as figuras, o painel A apresenta os resultados da distribuição relativa total; o painel B apresenta os resultados da distribuição relativa proveniente de mudanças puras no nível; e o painel C apresenta os resultados da distribuição relativa proveniente de mudanças puras na distribuição.

Para facilitar a interpretação dos resultados, optamos por dividi-la em quatro subseções, seguindo a divisão feita pelos períodos que definem as quatro colunas da FIG. 2 (1997-1999; 1997-2001; 1997-2003; 1997-2005) e da FIG. 3 (1997-1999; 1999-2001; 2001-2003; 2003-2005). Desta forma, em cada subseção, interpretamos tecnicamente os resultados da distribuição relativa dos efeitos acumulados e marginais. A interpretação puramente técnica é feita apenas para introduzir o leitor a esta nova metodologia⁴⁷. A contextualização dos resultados e a inserção dos mesmos na literatura são elaboradas posteriormente, na última seção deste capítulo.

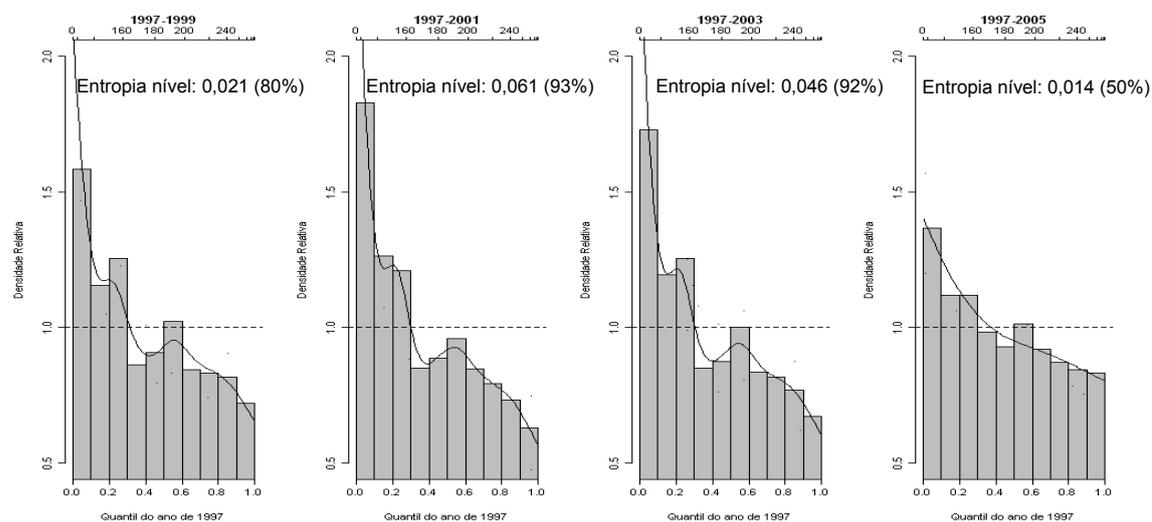
⁴⁷ No Brasil, esta metodologia foi utilizada no estudo de Guimarães e Oliveira (2007) para analisar a distribuição salarial entre o setor público e privado brasileiro.

FIGURA 2 - Distribuição relativa, índices de entropia e polarização, 4ª série do ensino fundamental, Matemática, Brasil, 1997 a 2005 (acumulado)

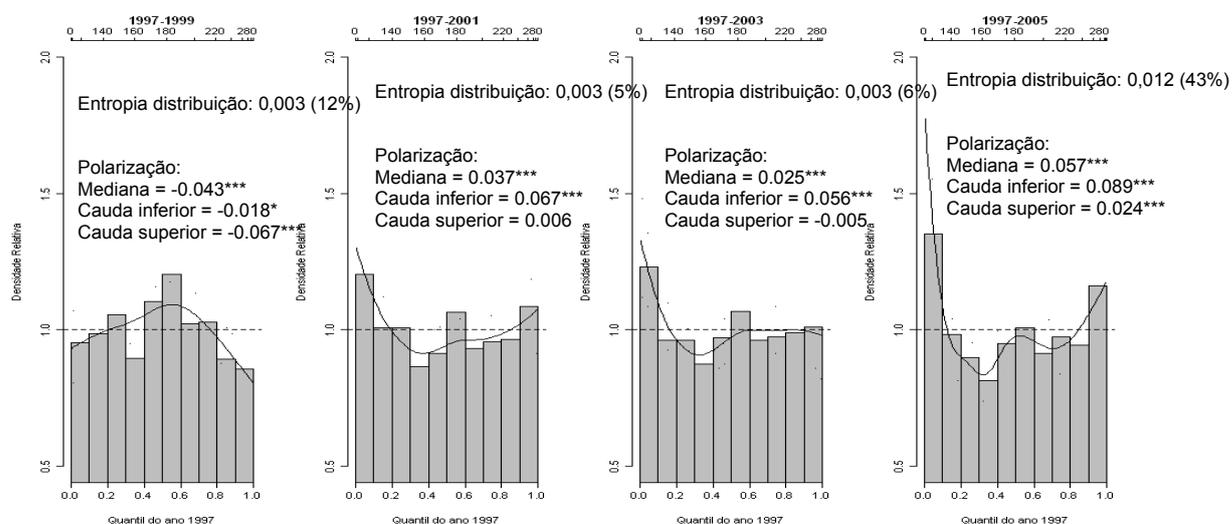
PAINEL A: Distribuição relativa total



PAINEL B: Distribuição relativa do efeito nível



PAINEL C: Distribuição relativa do efeito distribuição

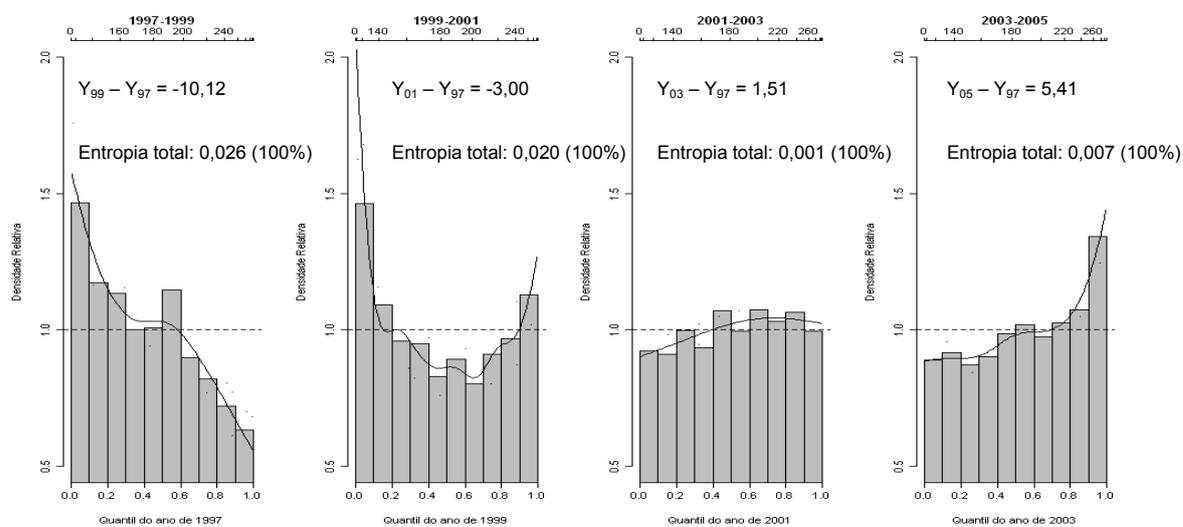


Fonte dos dados básicos: MEC/INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

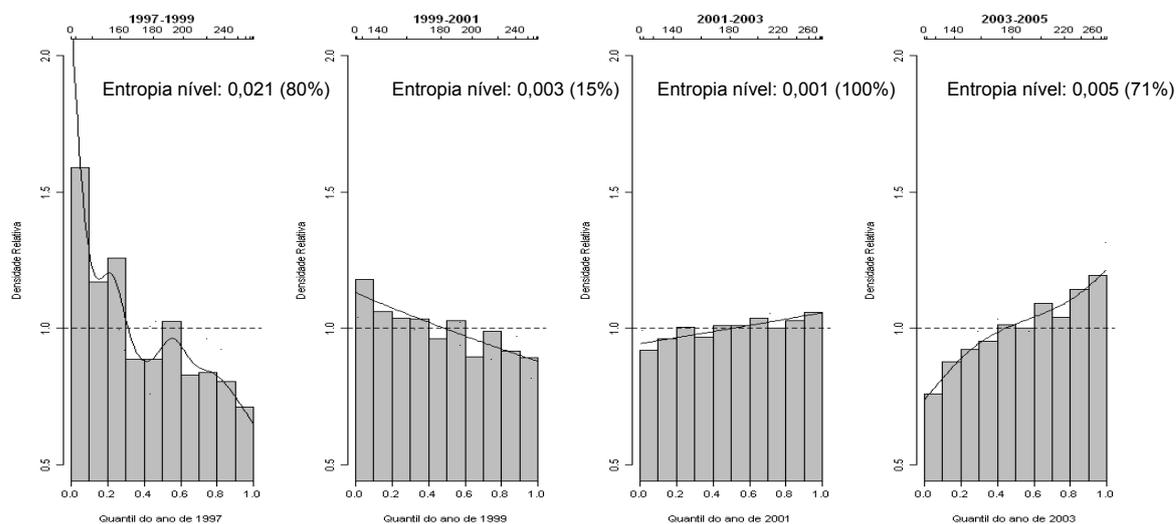
Nota para os índices de polarização: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

FIGURA 3 - Distribuição relativa, índices de entropia e polarização, 4ª série do ensino fundamental, Matemática, Brasil, 1997 a 2005 (intra-biênio)

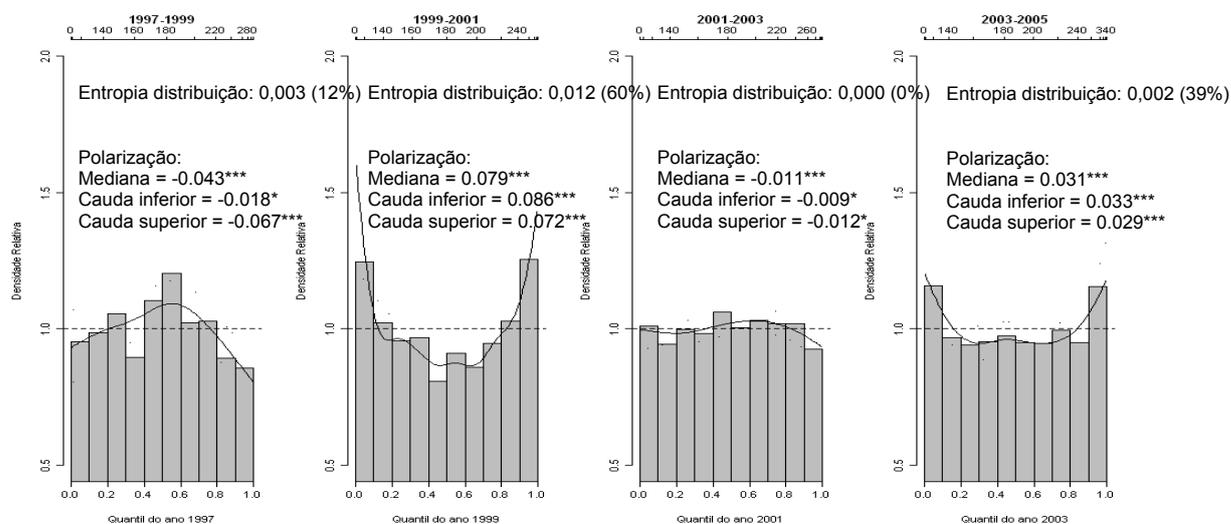
PAINEL A: Distribuição relativa total



PAINEL B: Distribuição relativa do efeito nível



PAINEL C: Distribuição relativa do efeito distribuição



Fonte dos dados básicos: MEC/INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota para os índices de polarização: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

4.3.1 Análise do período 1997-1999

Iniciamos a análise pelo primeiro gráfico do Painel A, FIG. 2, observando o comportamento da curva suavizada formada pelas densidades relativas. Percebemos que há um declínio monotônico nas densidades relativas ao longo dos quantis da distribuição de 1997. Este comportamento sinaliza mudanças nas distribuições do desempenho escolar entre os anos de 1997 e 1999, pois, caso contrário, as densidades relativas seriam constantes e iguais a 1 (linha tracejada) indicando uma equivalência distribucional.

As mudanças ocorridas entre as duas distribuições se caracterizam por um aumento na densidade de alunos com desempenho mais baixo nos exames de proficiência concomitante à redução na densidade de alunos com desempenho mais elevado. Por exemplo, no primeiro decil da distribuição observamos uma densidade relativa de, aproximadamente, $g(0.1)=1,5$. Este resultado indica um aumento de 50% na população de alunos que em 1999 tiveram um desempenho compatível com aquele verificado no primeiro décimo da distribuição em 1997, cujo valor era de 138,85 (TAB.9). No outro extremo da distribuição (último décimo), observamos uma densidade relativa que se aproxima de $g(1.0)=0,6$. Este resultado indica uma redução de cerca de 40% na população de alunos que em 1999 tiveram um desempenho acima de 250,97 – nível referente ao último décimo da distribuição de 1997 (TAB. 9) –, quando comparada à população de alunos que em 1997 alcançou este mesmo nível de proficiência.

Para saber o quanto essas diferenças distribucionais podem ser explicadas por uma mudança na localização da distribuição (efeito nível) ou por uma mudança na dispersão dos escores (efeito distribuição), fizemos o exercício de decomposição. O primeiro gráfico dos Painéis B e C mostram o comportamento das densidades relativas provenientes de mudanças puras no nível e mudanças puras na distribuição, respectivamente.

Para analisar as mudanças puras no nível, eliminamos os possíveis efeitos de mudanças na distribuição sobre as alterações distribucionais. Neste caso, comparamos a distribuição dos escores de 1997 com uma distribuição hipotética que mantém a estrutura de 1997, mas o nível do ano de 1999. Observamos, pelo segundo gráfico do Painel B, que a curva da densidade relativa proveniente do efeito nível se assemelha à curva da densidade relativa total (Painel A). Ao decompor o índice de entropia total, constatamos que a entropia do nível explica 80% das diferenças totais entre as distribuições de 1997 e 1999. Em outras

palavras, podemos dizer que entre 1997 e 1999 houve uma piora no aprendizado dos estudantes da 4ª série do ensino fundamental, inclusive dos alunos com maiores habilidades cognitivas. Esta redução generalizada nos escores se traduziu em um deslocamento da curva de distribuição para a esquerda e, conseqüentemente, em um declínio no desempenho escolar médio.

Os efeitos de mudanças puras na distribuição são mensurados pela comparação da distribuição empírica de 1999 com uma distribuição hipotética, com o mesmo nível de 1999, mas com a estrutura de 1997. Podemos constatar, pelo primeiro gráfico do Painel C, que houve uma polarização negativa (formato de U invertido na curva das densidades relativas). Dado o nível constante, a polarização negativa é representada por uma convergência dos alunos das caudas para o centro da distribuição do desempenho escolar. Entre 1997 e 1999, houve, portanto, uma redução nas densidades de alunos nos extremos da distribuição e um aumento nas densidades na mediana. A magnitude e o sinal das estimativas do índice de polarização confirmam a impressão tirada da análise gráfica: ambas as caudas da distribuição são negativamente polarizadas e estatisticamente significativas. Portanto, podemos perceber que, apesar do declínio de 10,12 pontos na média, houve uma equalização da distribuição do desempenho entre 1997 e 1999.

4.3.2 Análise dos períodos 1997-2001 (acumulado) e 1999-2001 (intra-biênio)

Começamos a análise investigando as diferenças totais entre as distribuições de 1997 e 2001 sintetizadas pela curva da distribuição relativa no segundo gráfico do Painel A, FIG. 2. O primeiro aspecto em destaque neste gráfico é a elevada densidade relativa no primeiro décimo da distribuição, cujo valor chega a 2,0. Isto significa que, ao comparar a população de alunos entre 1997 e 2001, houve um aumento de 100% na densidade de alunos com desempenho muito baixo: próximo a 138,85 na escala do SAEB. Após o primeiro décimo, as densidades relativas declinam e atingem um valor próximo a 0,75 no último décimo da distribuição, evidenciando uma perda relativa de 25% de alunos com níveis mais altos de proficiência (aproximadamente, 250,97 pontos).

As diferenças totais foram decompostas nas diferenças provenientes de alterações na localização e dispersão da distribuição. Observamos pelo índice de entropia do nível que as mudanças na localização, definidas por mudanças na média das distribuições, foram responsáveis por 92% da desigualdade total entre 1997 e 2001. A análise do segundo

gráfico do Painel B, FIG.2, confirma este resultado, pois podemos ver que a curva formada pelas densidades relativas provenientes de mudanças no nível praticamente reproduz o traçado da distribuição relativa total (segundo gráfico, Painel A, FIG. 2).

No que tange ao efeito de mudanças no padrão da distribuição (segundo gráfico, Painel C, FIG. 2), as mesmas explicam apenas 6% da desigualdade total e são fortemente influenciadas por alterações na cauda inferior da distribuição. O índice de polarização abaixo da mediana apresenta-se positivo e estatisticamente significativo.

A interpretação elaborada acima baseia-se nos resultados do período 1997-2001. Ao passarmos para a interpretação das diferenças distribucionais dentro do biênio 1999-2001 (efeitos intra-biênio, FIG. 3), percebemos um aspecto interessante. Constatamos, pelo índice de entropia, que 60% da diferença total entre as distribuições empíricas de 1999 e 2001 são explicados por alterações no padrão ou estrutura da distribuição. Neste biênio, constatamos que a distribuição relativa do efeito estrutura (segundo gráfico, Painel C, FIG. 3) é similar à distribuição relativa total (segundo gráfico, Painel A, FIG. 3) e caracteriza-se por uma polarização positiva, ou seja, um aumento nas densidades de alunos com desempenho muito baixo (situados no primeiro decil) e de alunos com desempenho elevado (situados no último decil). A polarização positiva associa-se a um aumento na desigualdade, na medida em que é formada pelo deslocamento (redistribuição) de estudantes do centro (mediana) em direção aos dois extremos da distribuição de desempenho escolar.

4.3.3 Análise dos períodos 1997-2003 (acumulado) e 2001-2003 (intra-biênio)

Comparando as distribuições empíricas do desempenho escolar dos alunos avaliados em 1997 e 2003, constatamos que neste último ano houve um aumento no número de estudantes com menores habilidades e competências cognitivas, pois a densidade relativa nos três primeiros décimos é superior a 1 (terceiro gráfico, Painel A, FIG.2). Ao mesmo tempo, verificamos que em 2003 houve, também, uma redução no número de alunos com melhor aprendizado quando comparado ao ano de 1997, dado que as densidades relativas da cauda superior (acima da mediana) situaram-se abaixo de 1 e declinaram monotonicamente. De acordo com os resultados do índice de entropia, aproximadamente 92% das diferenças totais são explicadas pela alteração no nível da distribuição do desempenho escolar.

Nos resultados dentro do biênio 2001-2003, as diferenças distribucionais foram pequenas (índice de entropia total ≈ 0) e houve uma redução na desigualdade de desempenho escolar, como podemos ver pelo resultado do índice de polarização negativo e estatisticamente significativo na mediana e nos extremos da distribuição.

4.3.4 Análise dos períodos 1997-2005 (acumulado) e 2003-2005 (intra-biênio).

Analisando a distribuição relativa de 1997 e 2005, observamos um aumento na densidade de alunos no primeiro decil, dado por uma densidade relativa de aproximadamente 1,75 (houve, portanto, um aumento em 75% na densidade de alunos que em 1997 tiveram um desempenho inferior a 138,85 – este valor corresponde ao ponto de corte do primeiro décimo da distribuição de 1997). As mudanças na localização e dispersão explicam, cada uma, cerca de 50% da entropia total. Neste período, houve um aumento na polarização que foi marcado pelas mudanças nos extremos da distribuição, dadas pelo aumento na densidade de alunos em cada um deles. Tanto no primeiro quanto no último décimo da distribuição, notamos que a densidade relativa é superior a 1 e isto mostra que houve um maior número de alunos com desempenho abaixo de 138,99 (ponto de corte do primeiro decil) e um maior número de alunos com desempenho acima de 259,97 (ponto de corte do último decil) em 2005 quando comparado a 1997.

Na análise do biênio 2003-2005 (FIG.3), observamos uma melhora geral no desempenho dos alunos, pois em 2005 verificamos um aumento na densidade de alunos com maiores notas nos exames de proficiência e uma redução daqueles com piores notas. Este efeito positivo foi resultante de mudanças na localização da distribuição que fizeram com que os níveis alcançados em cada quantil fossem aumentados entre 2003 e 2005.

4.4 Discussão

As informações sobre o aprendizado do aluno produzidas pelo SAEB, apesar de muito utilizadas na literatura para descrever a evolução da qualidade do ensino em termos do desempenho médio, pouco têm sido exploradas sob o ponto de vista distribucional comparativo. Entender melhor as mudanças na distribuição desta medida é importante para levantar hipóteses e refletir sobre as possíveis explicações para o declínio e a manutenção do desempenho escolar médio em níveis muito baixos ao longo de 1997 e 2005.

Na literatura, podemos citar o trabalho pioneiro de Soares (2006) que ressalta a importância em analisar as distribuições empíricas do desempenho escolar como um meio de diagnosticar os problemas associados à desigualdade educacional. Por exemplo, para melhorar a qualidade do ensino o autor ressalta que não basta simplesmente tomar como parâmetro o desempenho médio, uma vez que o mesmo pode se elevar apenas pela melhoria dos resultados educacionais dos alunos que já dispõem de recursos mais favoráveis ao desenvolvimento de suas habilidades cognitivas. É preciso, portanto, pensar conjuntamente na melhoria do desempenho médio e na equidade educacional.

Este é o argumento central do estudo recente elaborado por Soares e Marotta (2009) que avalia a evolução de duas medidas, o déficit e a equidade educacional, ao longo de 1997 e 2005. O déficit educacional é definido como a distância de uma distribuição empírica de desempenho escolar dos alunos avaliados pelo SAEB até uma distribuição referência, construída com base no desempenho dos alunos avaliados pelo PISA⁴⁸. A equidade educacional é avaliada segundo a distância entre a distribuição dos escores de um grupo de alunos (definidos pela cor, nível socioeconômico e sexo) e o desempenho conjunto de todos os alunos do SAEB.

Assim como no estudo de Soares (2006) e Soares e Marotta (2009), neste capítulo, a ênfase é dada sobre a comparação das distribuições – e não apenas sobre a comparação de médias – do desempenho dos alunos avaliados pelo SAEB entre 1997 e 2005. A idéia é conjugar a variação no desempenho médio entre dois pontos no tempo à análise das mudanças na localização (efeito nível) e dispersão (efeito distribuição) das distribuições com o intuito de conhecer quais os efeitos mais relevantes para a variação temporal nas médias. Neste texto, o efeito nível é definido como uma piora nos resultados educacionais do conjunto de alunos como um todo (mudanças na localização) e o efeito distribuição é um termo utilizado para descrever as diferenças na estrutura/padrão de duas distribuições.

Por exemplo, podemos nos deparar com duas distribuições de desempenho escolar com médias diferentes, porém com estruturas iguais. Neste caso, as duas distribuições não se

⁴⁸ São incluídos os alunos dos seguintes países: Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Suíça, Alemanha, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Inglaterra, Irlanda, Islândia, Itália, Japão, Coréia, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Nova Zelândia, Polônia, Portugal, Suécia e Estados Unidos.

sobrepõem porque elas diferem na localização – uma pode estar situada mais à esquerda que a outra. Este cenário é compatível com uma mudança no nível e não na distribuição, dado que a frequência de alunos em cada ponto da distribuição permanece constante. Por outro lado, podemos também nos deparar com duas distribuições de desempenho com médias iguais, mas estruturas diferentes. Uma das distribuições pode ter uma frequência maior de alunos em ambas as caudas e, conseqüentemente, ser mais desigual em relação à outra, cujos alunos se concentram mais em torno da mediana.

Para avaliar esses pontos, a primeira comparação foi feita em relação às distribuições dos escores observadas em 1997 e 1999. Os resultados produzidos pelo método da distribuição relativa neste biênio mostram que a redução de 10,1 pontos na média global foi conseqüência, principalmente, do efeito nível. Isto porque o efeito da mudança na localização da distribuição explicou cerca de 80% da diferença total entre as duas distribuições. Assim, em comparação ao ano de 1997, o ano de 1999 foi caracterizado por uma piora generalizada nos níveis de aprendizado alcançado pelos alunos matriculados na 4ª série do ensino fundamental.

Para entender melhor este resultado, é preciso contextualizar este período. Como apresentado na TAB. 10, entre 1997 e 1999 houve um crescimento de aproximadamente 5,95% na população de alunos matriculados na 4ª série do ensino fundamental:

TABELA 10 - Matrícula na 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005

Ciclo do SAEB	Número de alunos matriculados*	Taxa de variação da matrícula (em relação a 1997)
1997	3.185.985	-
1999	3.375.596	5,95%
2001	3.182.003	-0,13%
2003	3.076.532	-3,43%
2005	3.160.323	-0,81%

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

* Exclusive alunos de escolas rurais e federais.

Este incremento no número de alunos foi estimulado, em grande parte, pelo efeito de políticas educacionais (Soares e Souza, 2003; Castro e Duarte, 2008). Podemos citar, por exemplo, a implementação do FUNDEF, de políticas de transferência de renda condicionadas à educação (Bolsa Escola e Bolsa Família) e da política de progressão continuada (LDB). Todas estas políticas foram implementadas na segunda metade da

década de 1990 e contribuíram para a expansão do acesso ao sistema de ensino e manutenção das crianças e jovens na escola.

Estas mudanças no sistema de ensino – e a conseqüente recomposição do público escolar que delas engendraram – foram tomadas, por parte de estudiosos e políticos, como as possíveis explicações para o declínio dos níveis médios do desempenho escolar entre 1995 e 2001. Os estudos empíricos de Neri e Carvalho (2002), Fernandes e Natenzon (2003) e Alves (2007) argumentaram que como o SAEB fornece informações de período e não de coorte, as medidas do desempenho escolar médio poderiam ter sido afetadas pelas mudanças na composição socioeconômica e demográfica dos alunos.

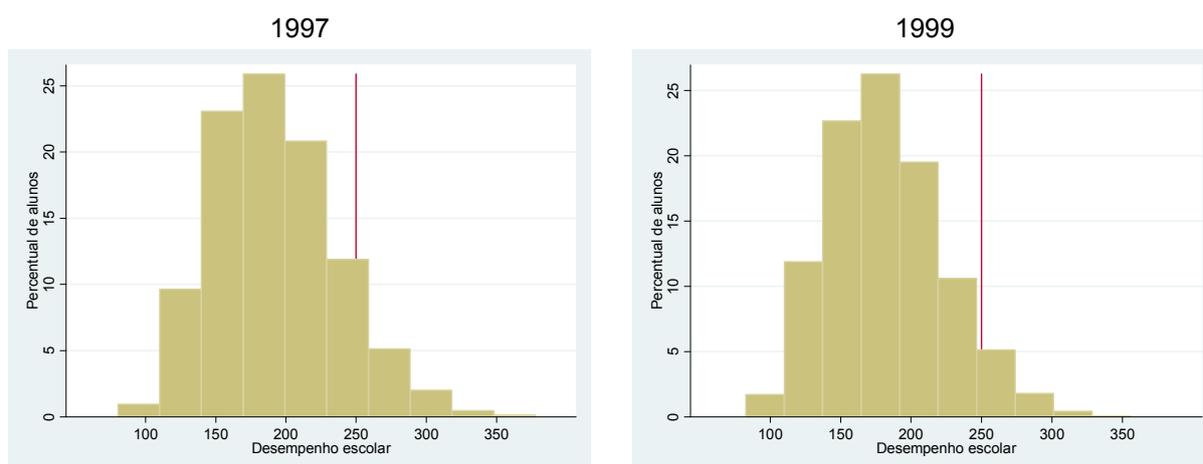
Com base nas estatísticas descritivas relacionadas ao percentual de alunos por escolaridade materna (TAB. 2) e ao nível socioeconômico dos alunos (TAB. 7), podemos constatar que entre 1997 e 1999 houve um aumento na participação relativa de alunos com maiores dificuldades de aprendizado nos testes realizados pelo SAEB. Isto ocorreu devido ao aumento no percentual de estudantes com mães menos escolarizadas e à redução na medida do nível socioeconômico médio. Portanto, é fato que houve um efeito de composição do alunado que atuou no sentido de reduzir a média global.

Partindo da suposição de que os alunos com pior *background* familiar têm mais chances de alcançar um menor nível de desempenho acadêmico, é possível imaginar uma crescente participação relativa desses novos alunos na cauda inferior da distribuição do desempenho escolar. Caso isto ocorra, é de se esperar um aumento na desigualdade escolar que deve ser capturada pelas mudanças na estrutura/padrão da distribuição relativa através de um aumento nas densidades relativas da cauda inferior e, conseqüentemente, de um índice de polarização positivo abaixo da mediana.

Quando analisamos os resultados do efeito distribuição para o biênio 1997-1999, percebemos que o raciocínio acima parece não se confirmar. Isto porque, neste período, o efeito distribuição é caracterizado por uma curva em formato de U invertido (polarização inversa) formada pela convergência dos escores das caudas em direção ao centro da distribuição. Conseqüentemente, o índice de polarização da mediana apresenta-se negativo (-0,043) e estatisticamente significativo, o que indica uma redução na desigualdade de desempenho escolar.

Este resultado pode ser explicado pelas considerações seguintes. A incorporação de alunos com pior *background* familiar e, portanto, com maiores chances de terem um menor desempenho acadêmico, de fato, contribuiu para adensar a cauda inferior da distribuição do desempenho escolar. Isto pode ser visto, por exemplo, ao comparar os histogramas da proficiência em 1997 e 1999, como apresentado na FIG. 4:

FIGURA 4 - Histogramas do desempenho escolar em matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 e 1999



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997 e 1999.

No entanto, este efeito não apareceu no componente estrutura da distribuição relativa porque no ano de 1999 o limite do intervalo inferior da distribuição dos escores elevou-se para 82,7 pontos (em 1997, o limite inferior era de 80 pontos). Isto significa que os alunos com os piores níveis de desempenho em 1999 superaram o desempenho alcançado pelos alunos que em 1997 ocupavam esta posição na distribuição dos escores. Como o índice de polarização é ponderado pela distância ao centro da distribuição – quanto mais longe estiver da mediana, maior é o peso – ele capturou este aspecto com maior intensidade.

A redução da desigualdade neste biênio pode ser explicada pela alteração na frequência de alunos com melhores resultados educacionais. Constatamos que o índice de polarização da cauda superior foi negativo e estatisticamente inferior a zero. De modo mais simples, este resultado mostra que em 1999 houve uma redução na quantidade de alunos com melhor desempenho, quando comparado ao ano de 1997.

Estes resultados podem ser confirmados por algumas análises que mostram que a piora nos resultados educacionais dos melhores alunos superou a piora nos resultados educacionais dos alunos com maiores dificuldades de aprendizado. Por exemplo, um estudo realizado

pelo INEP (2009) mostra que, entre 1997 e 1999, os estudantes da 4ª série do ensino fundamental filhos de mães mais escolarizadas (ensino superior ou mais) tiveram um declínio maior em seu desempenho acadêmico quando comparados aos estudantes filhos de mães menos escolarizadas (1ª à 4ª série do ensino fundamental). O relatório “Todos pela Educação” (2008) mostrou que mesmo entre os alunos brancos e alunos cujas mães têm curso superior ou mais houve uma redução de 7% e 19% na quantidade de alunos com desempenho superior à meta de 225 pontos estipulada para a disciplina de matemática.

Diferentemente do biênio 1997-1999, nos outros períodos em que utilizamos o ano de 1997 como referência (FIG. 2), constatamos um aumento na desigualdade educacional. Os índices de polarização mostraram que o aumento na desigualdade ocorreu, sobretudo, em consequência de um aumento na densidade de alunos com menor desempenho (polarização abaixo da mediana). Assim, é possível dizer que as diferenças nas estruturas das distribuições são compatíveis com a hipótese do aumento da participação relativa de alunos com origens sociais menos favoráveis ao desenvolvimento de suas habilidades cognitivas.

Em síntese, os resultados da distribuição relativa apontam para uma redução generalizada nos níveis da proficiência escolar e na desigualdade educacional quando a comparação é feita entre a distribuição dos escores em 1997 (ano de referência) e as distribuições nos anos posteriores. Dentre estas duas medidas, constatamos que o efeito nível possui o maior poder de explicação para a redução no desempenho escolar médio. O aumento na desigualdade, ou seja, a polarização, embora explique uma parcela menor deste declínio, é formada principalmente pelo aumento na frequência de alunos com desempenho cognitivo mais baixo.

Embora estes resultados não sejam diretamente comparáveis aos resultados obtidos por Soares e Marotta (2009), em ambos os estudos os achados sinalizam para direções similares. Por exemplo, Soares e Marotta (2009) concluem que o problema da baixa qualidade do ensino fundamental no Brasil (o déficit educacional) constitui-se um problema mais grave quando comparado ao problema da equidade. Empiricamente, isto significou que a distância das distribuições empíricas dos alunos avaliados pelo SAEB em relação à distribuição tomada como referência é maior do que a distância do desempenho dos grupos de alunos (homem e mulher; brancos e pretos; com alto e baixo nível socioeconômico) em relação à distribuição do conjunto de alunos como um todo.

Diante das descobertas deste capítulo, outras questões são levantadas para a análise. Por exemplo, podemos questionar quais são os fatores associados ao desempenho escolar que contribuíram para a redução do desempenho médio e para o aumento na desigualdade educacional. Considerando que a composição dos alunos brasileiros em relação ao nível socioeconômico tem sido a explicação para a evolução negativa no desempenho médio, podemos questionar o quanto este fator contribuiu para o declínio das médias e para o aumento na desigualdade educacional.

Assim, os resultados apresentados neste capítulo não devem ser vistos como um fim em si, mas como uma introdução para uma análise mais pormenorizada dos fatores que estiveram na raiz deste processo de mudanças distribucionais do desempenho escolar. Nos dois capítulos seguintes, partimos dos resultados de uma função de produção educacional, onde incluímos os insumos classicamente definidos na literatura como fatores associados ao desempenho escolar, para mensurar o efeito de mudanças nas características, nos coeficientes e nos resíduos sobre as variações ocorridas no desempenho escolar dos estudantes ao longo de 1997 e 2005.

5 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO TEMPORAL DO DESEMPENHO ESCOLAR DOS ALUNOS

A análise desenvolvida no capítulo anterior enfatizou apenas a variável relacionada ao desempenho escolar, que é utilizada neste capítulo como variável-resposta nos modelos de regressão. Constatamos que as reduções na média do desempenho escolar foram explicadas, principalmente, pela piora no nível do desempenho alcançado pelos alunos ao longo de toda a distribuição. Empiricamente, isto significa que houve um deslocamento da distribuição para a esquerda, quando comparamos todos os anos em relação a 1997. Em menor magnitude, as reduções na média também foram explicadas pelas mudanças no padrão da distribuição, revelada pelo aumento na densidade relativa de alunos com piores resultados educacionais. Tendo em mente essas mudanças, torna-se interessante avaliar quais os fatores contribuíram para este processo.

De acordo com a revisão bibliográfica elaborada no capítulo 2, a literatura que avalia os fatores associados ao desempenho escolar no Brasil destaca a relevância dos atributos individuais e familiares dos estudantes na formação de suas habilidades e competências cognitivas. Os estudos avaliam, em um determinado ponto no tempo e para uma determinada série escolar, como as características sociais, demográficas e econômicas, além da trajetória escolar e a motivação do aluno, explicam o seu aprendizado.

Esta relação entre os insumos individuais e familiares dos estudantes e o produto final (o aprendizado) é modelada por meio de uma função de produção educacional. Como resultados desta função, temos o grau de sensibilidade do retorno aos insumos inseridos neste processo (os coeficientes) e o componente não-explicado (o resíduo) que, em geral, é atribuído às características não-observáveis, como a habilidade inata, as quais, também, exercem influência sobre o aprendizado do aluno.

O objetivo deste capítulo é avaliar como as mudanças nestes componentes da função de produção educacional (características dos alunos, coeficientes e resíduo) explicam as variações intertemporais ocorridas no produto final, neste caso, o desempenho escolar. As variações são medidas de três formas: 1) diferenças na média entre dois períodos; 2) diferenças na distribuição entre dois períodos; 3) diferenças nas medidas de diferença: 90-

10, 90-50 e 50-10 entre dois períodos. Utilizamos sempre como referência o ano de 1997 e comparamos os demais em relação a este.

Esta análise complementa o estudo feito no capítulo 4, na medida em que condicionamos o desempenho escolar às características dos alunos. Neste capítulo, incluímos as covariáveis relacionadas à origem social dos alunos, como o nível socioeconômico, a estrutura familiar e a cor/raça, para quantificar o impacto das mudanças nestes fatores sobre a variação do desempenho escolar. Analisamos, também, o efeito da defasagem idade-série e da motivação dos estudantes.

O capítulo divide-se em três seções. Na primeira seção, descrevemos sobre os métodos de decomposição escolhidos para o estudo proposto. Na segunda seção, apresentamos e interpretamos os resultados. Na última seção, é feita uma síntese e alguns comentários gerais.

5.1 Metodologias de decomposição

5.1.1 A decomposição de Oaxaca-Blinder

A técnica de decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) foi desenvolvida com o propósito de encontrar as fontes das diferenças salariais médias entre dois grupos – homens e mulheres e/ou brancos e negros. Para os autores, a diferença salarial média é explicada pela soma de dois componentes: a) diferença na média dos atributos específicos de cada grupo; b) diferença na taxa de retorno ou produtividade destes atributos. Intuitivamente, considera-se que a defasagem de salários entre os distintos grupos é decorrente do fato das mulheres (negros) e homens (brancos) inseridos no mercado de trabalho não possuírem as mesmas características em termos de educação, idade, experiência e tipo de ocupação, além do fato desses grupos não possuírem as mesmas taxas de retorno, dadas as suas características constantes.

Desde a publicação dos trabalhos clássicos de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), esta técnica tem sido amplamente usada na literatura econômica do mercado de trabalho. Entretanto, este método pode ser útil em outras áreas, como nos estudos de avaliação educacional⁴⁹. Na literatura educacional brasileira, esta técnica é aplicada por Waltenberg (2008) para investigar os componentes que explicam a diferença na proficiência média do Brasil em relação a outros países. O estudo é feito com base nos dados do PISA de 2003 e evidencia que a diferença de médias entre o Brasil e a maior parte dos países investigados é explicada pelas diferenças na composição dos fatores associados ao desempenho escolar (por exemplo, as características dos estudantes). As diferenças nos coeficientes (efeito retorno) das características escolares (recursos e práticas internas das escolas) também colaboram para aumentar a diferença de médias entre o Brasil e os demais países. Por outro lado, o efeito retorno das características dos estudantes favorece o Brasil com a redução do hiato da proficiência média.

Nesta tese, o uso desta técnica constitui-se um primeiro passo para explicar as diferenças na proficiência escolar média dos estudantes entre dois períodos. Supomos que o desempenho escolar do aluno i no período t_0 possa ser modelado através da seguinte equação:

$$Y_{it_0} = X_{it_0} \beta_{t_0} + u_{it_0} \quad (5.1)$$

A equação (5.1) indica que o desempenho escolar do aluno i no ano t_0 está associado a um vetor de características individuais observáveis, X_{it_0} , a uma constante β_{t_0} e à heterogeneidade não-observada sintetizada no termo de erro, u_{it_0} , para o qual assume-se média condicional nula ($E[u_{it} / X_{it}] = 0$).

Esta mesma formalização pode ser mantida para um aluno j avaliado em um período posterior, t_1 .

⁴⁹ Por exemplo, Krieg e Storer (2006) aplicaram a técnica para decompor as diferenças entre escolas de alto e baixo desempenho em Washington. Zavala *et al.* (2006) estudaram as diferenças entre o desempenho cognitivo de crianças indígenas e não-indígenas na Guatemala, México e Peru. Ammermüller (2004), utilizou-a para decompor os diferenciais no desempenho escolar observados através dos dados do PISA para Finlândia e Alemanha.

$$Y_{jt_1} = X_{jt_1} \beta_{t_1} + u_{jt_1} \quad (5.2)$$

A diferença no desempenho entre os períodos t_0 e t_1 pode ser expressa como a diferença no desempenho escolar médio predito linearmente pelas características dos estudantes, conforme a equação (5.3):

$$\Delta E(Y) = E(Y_{t_1}) - E(Y_{t_0}) = E(X_{t_1})\beta_{t_1} - E(X_{t_0})\beta_{t_0} \quad (5.3)$$

Com base na equação (5.3), podemos responder à seguinte pergunta: quanto do diferencial no desempenho escolar médio dos estudantes em dois pontos no tempo pode ser explicado pelas mudanças nas características X 's dos estudantes (efeito composição) e pelas mudanças nos coeficientes β 's (efeito retorno) destas características?

Para encontrar a contribuição de cada um desses componentes sobre as mudanças no desempenho escolar médio entre dois períodos, a equação (5.3) pode ser reescrita como:

$$\Delta E(Y) = [E(X_{t_1}) - E(X_{t_0})]\beta_{t_0} + E(X_{t_1})(\beta_{t_1} - \beta_{t_0}) \quad (5.4)$$

Como pode ser observada, a equação (5.4) está dividida em dois componentes.

O primeiro, representado por $[E(X_{t_1}) - E(X_{t_0})]\beta_{t_0}$, indica a parcela do diferencial da proficiência média que é explicada pela diferença na média nas variáveis preditoras, entre t_1 e t_0 . Este componente é chamado de *efeito composição*.

O segundo componente, expresso por $E(X_{t_1})(\beta_{t_1} - \beta_{t_0})$, mede o efeito das diferenças nos coeficientes (incluindo a diferença no intercepto) entre dois pontos no tempo⁵⁰. Na literatura econômica, este componente é interpretado como a discriminação existente no

⁵⁰ Ver detalhes sobre as variações deste método de decomposição no Anexo 3.

mercado de trabalho⁵¹. Neste estudo, este termo, denominado de *efeito retorno*, é interpretado como os retornos aos insumos incluídos na função de produção educacional⁵².

Como já foi dito, o método Oaxaca-Blinder decompõe apenas a diferença na média do desempenho escolar entre dois períodos. No entanto, há também o interesse em quantificar o efeito composição em diferentes segmentos da distribuição. Com este propósito, apresentamos na seção seguinte o método de microssimulação contrafactual desenvolvido por Juhn, Murphy e Pierce (1993) que incorpora novos elementos a esta decomposição.

5.1.2 A decomposição de Juhn-Murphy-Pierce (1993)

Juhn, Murphy e Pierce (1993) desenvolveram a técnica de decomposição de Oaxaca-Blinder, ampliando-a para outras características da distribuição. Possibilitaram operacionalizá-la ao longo dos quantis de uma distribuição e entre medidas de desigualdade. Ademais, incorporaram à decomposição o termo de erro, que supostamente é nulo na média, mas diferente de zero nos quantis. Como em uma função de produção educacional o ajuste é geralmente baixo, o erro tem um papel importante, pois responde pelas características não-observáveis. Assim, tornou-se interessante utilizar uma abordagem econométrica que fosse capaz de levar em conta as diferenças em suas distribuições.

Para formalizar o método, supomos que a proficiência escolar do indivíduo i e j , em dois períodos t_0 e t_1 , respectivamente, possa ser modelada através das equações (5.1) e (5.2), descritas na seção anterior.

Tomando com base estas equações e seguindo a especificação de Juhn *et al.* (1993), podemos dividir o termo de erro em dois componentes: o percentil do indivíduo i , θ_{it_0} , na

⁵¹ O termo discriminação é o nome dado ao fato de bens idênticos terem preços diferenciados, ou seja, trabalhadores com a mesma produtividade podem receber salários diferentes devido a alguma característica observável como, por exemplo, o sexo ou a cor/raça.

⁵² A decomposição de Oaxaca-Blinder foi implementada no *software* Stata 10.0 por meio da utilização do pacote “oaxaca”. Os detalhes sobre este pacote podem ser encontrados em Jann (2008). Para estimar as regressões, utilizamos o método dos mínimos quadrados ordinários com os pesos amostrais e a correção do desvio-padrão através do comando “cluster”, que implica interdependência do termo de erro entre os estudantes dentro de uma mesma escola.

distribuição do erro e a função de distribuição acumulada do erro, F_{t_0} . Por definição, tem-se a função de distribuição acumulada condicional do erro definida como:

$$u_{it_0} = F_{t_0}^{-1}(\theta_{it_0} / X_{it_0}) \quad (5.5)$$

onde $F_{t_0}^{-1}(. / X)$ é a função inversa da distribuição do erro acumulada condicional em X . Assim, as equações (5.1) e (5.2) podem ser reescritas como se segue:

$$Y_{it_0} = X_{it_0} \beta_{t_0} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{it_0} / X_{it_0}) \quad (5.6)$$

$$Y_{jt_1} = X_{jt_1} \beta_{t_1} + F_{t_1}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1}) \quad (5.7)$$

Para realizar a análise contrafactual, utilizamos a equação do período t_0 (eq. 5.6) como referência⁵³. Em seguida, utilizamos os coeficientes e a distribuição dos erros desta equação para criar as distribuições contrafactuais da proficiência escolar em t_1 e, assim, isolar o efeito de mudanças nas características, nos coeficientes e no resíduo entre dois pontos no tempo⁵⁴.

A primeira distribuição contrafactual, $Y_{jt_1}^1$, é criada ao utilizar os coeficientes e a distribuição dos erros em t_0 , mantendo fixa apenas a distribuição dos atributos individuais em t_1 :

$$Y_{jt_1}^1 = X_{jt_1} \beta_{t_0} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1}) \quad (5.8)$$

Pela equação (5.8), percebemos que a variação da proficiência entre t_0 e t_1 só ocorrerá se a distribuição das características individuais variarem temporalmente.

⁵³ A estratégia de adotar um período como referência constitui-se uma adaptação ao método original de Juhn *et al.* (1993), proposta por Azevedo e Foguel (2006). Diferentemente de Junh *et al.* (1993), que consideram $\bar{\beta}$ como o vetor de produtividade das características observadas da regressão para todos os anos do período em análise e $\bar{F}(. / X_{it})$ como a distribuição condicional dos erros desta regressão conjunta, Azevedo e Foguel (2006) adotam um determinado ano como base de comparação para os demais. Com esta modificação, os autores demonstram que é possível obter uma verdadeira interpretação contrafactual dos efeitos produtividade e resíduo, fato que não era possível no método original. Ver Azevedo e Foguel (2006) para maiores detalhes.

⁵⁴ Para efetuar as decomposições nos percentis, são utilizados os coeficientes da regressão na média. Neste caso, estamos assumindo que todos os alunos têm o mesmo retorno em suas características. No que tange ao efeito de mudanças nas características, são utilizados os valores médios ou as proporções das características (X 's) nos percentis.

Da mesma forma, podemos calcular a segunda distribuição contrafactual do desempenho escolar no ano t_1 variando as características individuais e os retornos a estas características, mantendo constante apenas a distribuição dos erros:

$$Y_{jt_1}^2 = X_{jt_1} \beta_{t_1} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1}) \quad (5.9)$$

Com base nessas duas distribuições fictícias, o cálculo dos efeitos composição (C), retorno (R) e resíduo (Rs) entre t_0 e t_1 , pode ser facilmente implementado da seguinte forma:

$$C = Y_{jt_1}^1 - Y_{it_0} = [X_{jt_1} \beta_{t_0} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1})] - [X_{it_0} \beta_{t_0} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{it_0} / X_{it_0})] \quad (5.10)$$

$$R = Y_{jt_1}^2 - Y_{jt_1}^1 = [X_{jt_1} \beta_{t_1} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1})] - [X_{jt_1} \beta_{t_0} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1})] \quad (5.11)$$

$$Rs = Y_{jt_1}^2 - Y_{jt_1} = [X_{jt_1} \beta_{t_1} + F_{t_0}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1})] - [X_{jt_1} \beta_{t_1} + F_{t_1}^{-1}(\theta_{jt_1} / X_{jt_1})] \quad (5.12)$$

Observa-se que na expressão (5.10) apenas as características (X 's) variam entre t_0 e t_1 , o que permite interpretá-la como o efeito de mudanças na composição dos atributos dos alunos entre esses dois pontos no tempo. De forma similar, a expressão (5.11) pode ser atribuída ao efeito retorno, pois apenas mudanças nos coeficientes são consideradas entre t_0 e t_1 . Por último, a expressão (5.12) capta apenas mudanças nos componentes não-observáveis que, por sua vez, podem explicar as diferenças na distribuição do desempenho escolar entre o período de referência, t_0 , e o período de comparação, t_1 .⁵⁵

⁵⁵ Para implementar a decomposição de Juhn et al. (1993), utilizamos o pacote estatístico *Stata* e o comando *jmpierce*. As regressões foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários, nos moldes da equação (5.1), com o uso do peso amostral e com o ajuste do erro-padrão pela correlação intra-grupo. Foram estimadas cinco regressões, uma para cada ciclo do SAEB: 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005. Os resultados das regressões estão no Anexo 5, Modelo 1. Para decompor nas medidas de desigualdade – 90-10, 90-50 e 50-10 – e incluir a decomposição do componente não-observável no que chamamos de “efeito composição não-observável” e “efeito retorno não-observável”, construímos a nossa própria rotina. Com base nos resíduos obtidos em cada uma das regressões, ordenamos os seus valores em ordem crescente e dividimos o seu suporte em 5.000 partições. Para cada uma das 5.000 partições, calculamos a média do resíduo e as mesmas foram utilizadas como uma aproximação empírica discretizada do termo de erro u_{it_0} e u_{it_1} (para comparar a distribuição dos resíduos observados e discretizados, ver Anexo 4). Como estamos aproximando uma distribuição contínua por meio de uma discretização, optamos por reconstruir o desempenho escolar de cada aluno em cada ano utilizando essa mesma discretização. Assim, o nível do desempenho do aluno i no ano t_0 foi reconstruído de acordo com $X_{it_0} \hat{\beta}_{t_0} + \hat{F}_{t_0}^{-1}(\theta_{it_0}^q / X_{it_0})$, onde $\hat{\beta}_{t_0}$ representa o vetor de coeficientes estimados para o ano t_0 e $\hat{F}_{t_0}^{-1}(\theta_{it_0}^q / X_{it_0})$ o valor médio dos resíduos para a q -ésima partição no qual se encontra o aluno i no ano t_0 . Da mesma

Como postulado por Junh *et al.* (1993), podemos interpretar a variação residual do desempenho escolar, ou seja, a variação existente após o controle pelos fatores associados ao desempenho, como um efeito de mudanças na distribuição das características não-observáveis dos alunos em conjunção com retorno destas características. Com o intuito de separar desses dois componentes do resíduo, seguimos a especificação proposta por Bourguignon e Ferreira. (2005, p.36), também aplicada no estudo de Azevedo e Foguel (2006):

$$u_{it_0} = \sigma_{t_0} \varphi_{it_0} \quad (5.13)$$

$$u_{jt_1} = \sigma_{t_1} \varphi_{jt_1} \quad (5.14)$$

Onde: σ_{t_0} corresponde ao desvio-padrão dos resíduos no ano t_0 ; e φ_{it_0} corresponde ao resíduo padronizado do aluno i no ano t_0 . A mesma notação é válida para o aluno j no ano t_1 . Supõe-se que φ_{it_0} possa ser interpretado como a parte do erro que captura a quantidade da heterogeneidade não observada de um determinado indivíduo i num período t_0 . Por sua vez, σ_{t_0} , correspondente ao desvio-padrão do erro, pode ser interpretado como um indicador de retorno da heterogeneidade não observada.

Usando a notação do resíduo nas equações (5.13) e (5.14), podemos criar uma outra distribuição contrafactual dada por:

$$Y_{jt_1}^{2*} = X_{jt_1} \beta_{t_1} + \sigma_{t_0} \varphi_{jt_1} \quad (5.15)$$

Neste caso, para encontrarmos o efeito composição não-observado, temos:

forma, reconstruímos o desempenho escolar dos alunos nos anos de comparação t_j . Para manter a consistência dos resultados, utilizamos o desempenho discretizado⁵⁵. As diferenças entre as distribuições observada e discretizada do desempenho escolar são apresentadas no Anexo 4. É possível verificar que as distribuições praticamente se sobrepõem. Utilizamos o mesmo procedimento metodológico adotado por Azevedo e Foguel (2006).

$$Rs_C = Y_{j_{t_1}}^{2*} - Y_{j_{t_1}}^2 = [X_{j_{t_1}} \beta_{t_1} + \sigma_{t_0} \varphi_{j_{t_1}}] - [X_{j_{t_1}} \beta_{t_1} + \sigma_{t_0} \varphi_{j_{t_0}}] \quad (5.16)$$

E para encontrarmos o efeito retorno não-observado⁵⁶, temos:

$$Rs_P = Y_{j_{t_1}} - Y_{j_{t_1}}^{2*} = [X_{j_{t_1}} \beta_{t_1} + \sigma_{t_1} \varphi_{j_{t_1}}] - [X_{j_{t_1}} \beta_{t_1} + \sigma_{t_0} \varphi_{j_{t_1}}] \quad (5.17)$$

Note que: $Rs = Rs_C + Rs_P$

Para facilitar o entendimento, podemos fazer uma analogia destes termos do resíduo em relação ao componente determinístico dos modelos de regressão. Nesta analogia, $\varphi_{j_{t_0}}$ seria correspondente ao X_{i_0} (covariáveis), porém não-observadas, e σ_{t_0} seria correspondente ao β_{t_0} (coeficiente) não-observado. Neste caso, a decomposição dos componentes composição e retorno não-observáveis seria análoga à decomposição de Oaxaca-Blinder.

5.2 Resultados

As seções abaixo apresentam os resultados por etapas. Primeiramente, são apresentados os resultados da decomposição na média (seção 5.2.1), produzidos pela técnica de Oaxaca-Blinder. Em seqüência (seção 5.2.2), são apresentados os resultados da decomposição na distribuição e, por último (seção 5.2.3), apresentamos os resultados da decomposição na diferença entre os percentis. Nestas duas últimas seções, os resultados foram produzidos pela técnica de Juhn, Murphy e Pierce (1993). A síntese e a conjunção dos resultados destas três seções são feitas ao final do capítulo, na seção 5.3.

5.2.1 Decomposição da variação do desempenho escolar na média

A TAB. 11 apresenta os resultados das decomposições na média, sintetizando a magnitude e o sinal dos efeitos composição e retorno. A soma desses dois componentes corresponde à

⁵⁶ É importante considerar que formalmente esta decomposição do resíduo está correta. Porém, a atribuição dos nomes “efeito quantidade não-observado” e “efeito retorno não-observado” é uma informalidade de interpretação e não uma verdade absoluta. Esta interpretação é utilizada pela literatura.

diferença total na média da proficiência escolar entre o ano de 1997, adotado como ponto de referência, e os anos de comparação, que correspondem aos ciclos de avaliação do SAEB subseqüentes ao ano de 1997. As decomposições foram feitas com base nas características dos alunos e nos coeficientes das regressões apresentadas no Anexo 5 (Modelo 1, TABs. 19, 20, 21, 22 e 23).

Para facilitar a análise dos resultados da TAB.11, retomamos algumas fórmulas descritas na seção metodológica, apenas para lembrar o cálculo dos efeitos composição e retorno.

Considerando a comparação entre 1997 e 1999, por exemplo, os efeitos foram calculados como se segue:

- O efeito composição é calculado através do seguinte termo: $\sum (\bar{X}_{99} - \bar{X}_{97})\beta_{97}$. Neste caso, avaliamos a diferença na média dos atributos mensurados no âmbito escolar e ponderamos esta diferença pelo coeficiente do ano de 1997, que é utilizado como referência para a nossa análise.
- O efeito retorno é calculado por meio do seguinte termo: $\sum (\beta_{99} - \beta_{97})\bar{X}_{99}$. Percebe-se que o efeito retorno corresponde à variação nos coeficientes ponderada pela característica média do ano de comparação.

A soma do efeito composição e do efeito retorno nos dá a diferença total na média entre os anos de referência e comparação.

TABELA 11 – Decomposição da variação do desempenho escolar na média, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)

Componentes da decomposição	Ciclos do SAEB							
	1999-1997		2001-1997		2003-1997		2005-1997	
A: Desempenho médio do ano de comparação	182,17		179,17		180,68		186,09	
B: Desempenho médio do ano de referência (1997)	192,29		192,29		192,29		192,29	
Diferença total (A - B)	-10,12	% 100	-13,12	% 100	-11,61	% 100	-6,20	% 100
Efeito composição: $\sum (\bar{X}_{t1} - \bar{X}_{t0}) \beta_{t0}$	-5,08	▼ 50,20	-2,58	▼ 19,69	1,70	▲ -14,66	1,73	▲ -27,83
Sexo: feminino	0,04	▲ -0,40	-0,04	▼ 0,29	0,02	▲ -0,17	0,02	▲ -0,32
Cor: pardo	0,02	▲ -0,23	0,07	▲ -0,53	-0,09	▼ 0,81	-0,05	▼ 0,81
Cor: preto	-0,43	▼ 4,26	-0,44	▼ 3,38	-0,42	▼ 3,58	-0,54	▼ 8,72
Família: não reside com ambos os pais	-0,24	▼ 2,41	-0,69	▼ 5,22	-0,52	▼ 4,51	-0,60	▼ 9,67
Motivação: não faz lição de casa	-0,16	▼ 1,57	-0,97	▼ 7,41	1,31	▲ -11,30	0,81	▲ -13,05
Defasagem escolar	-0,07	▼ 0,65	2,14	▲ -16,35	1,27	▲ -10,95	2,10	▲ -33,87
Nível socioeconômico	-4,50	▼ 44,44	-1,12	▼ 8,56	-0,08	▼ 0,71	0,69	▲ -11,18
Dados ausentes	0,25	▲ -2,49	-1,54	▲ 11,70	0,21	▲ -1,85	-0,71	▼ 11,39
Efeito retorno: $\sum (\beta_{t1} - \beta_{t0}) \bar{X}_{t1}$	-5,04	▼ 49,82	-10,54	▼ 80,33	-13,32	▼ 114,72	-7,93	▼ 127,92
Sexo: feminino	1,86	▲ -18,36	0,20	▲ -1,55	0,50	▲ -4,32	1,29	▲ -20,75
Cor: pardo	0,15	▲ -1,49	-0,41	▼ 3,10	0,31	▲ -2,70	-1,33	▼ 21,39
Cor: preto	-0,37	▼ 3,69	0,02	▼ -0,18	-0,10	▼ 0,84	-0,60	▼ 9,65
Família: não reside com ambos os pais	1,88	▲ -18,55	0,45	▲ -3,40	1,69	▲ -14,55	1,92	▲ -31,00
Motivação: não faz lição de casa	0,55	▲ -5,40	-1,62	▼ 12,37	0,08	▲ -0,68	-0,67	▼ 10,73
Defasagem escolar	1,64	▲ -16,20	0,65	▲ -4,93	0,73	▲ -6,31	0,75	▲ -12,07
Nível socioeconômico	-16,50	▼ 163,02	-11,69	▼ 89,13	-4,27	▼ 36,77	-4,49	▼ 72,49
Intercepto	6,09	▲ -60,16	3,58	▲ -27,29	-12,06	▼ 103,83	-4,91	▼ 79,15
Dados ausentes	-0,33	▼ 3,28	-1,72	▼ 13,10	-0,21	▼ 1,83	0,10	▲ -1,67

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Notas: 1) os valores em % indicam a contribuição de cada um dos componentes para a diferença total no desempenho escolar entre os períodos.

2) a diferença é calculada subtraindo-se do desempenho médio do ano de comparação o desempenho médio do ano de referência.

3) o símbolo ▲ indica que o componente contribuiu para aumentar o desempenho médio no ano de comparação e, portanto, para reduzir o diferencial de médias.

4) o símbolo ▼ indica que o componente contribuiu para reduzir o desempenho médio do ano de comparação e, portanto, para aumentar o diferencial de médias.

Ao subtrair do desempenho médio dos alunos avaliados pelo SAEB nos anos de comparação (1999, 2001, 2003 e 2005) o desempenho médio alcançado pelos alunos no ano de referência (1997), observamos, pela TAB.11, que a diferença é negativa. O sinal negativo indica que houve uma redução do desempenho médio nos anos de comparação em relação ao ano de referência. Este resultado já foi bastante discutido no capítulo anterior e a novidade presente aqui está em analisar a contribuição dos efeitos composição e retorno para este processo.

É possível notar que o efeito de mudanças temporais nas características dos alunos – efeito composição – colaborou para aumentar o diferencial de médias nos dois primeiros períodos e para reduzi-lo nos dois últimos.

Na comparação feita entre 1997 e 1999, o efeito composição foi responsável por 50% da diferença total no desempenho médio, ou seja, representou -5,08 pontos de um total de -10,12, como pode ser visto na TAB. 11. Neste período, é interessante observar que apenas a mudança no nível socioeconômico médio dos alunos explica 44% do diferencial total entre as médias.

Nos resultados obtidos para o intervalo 1997-2001, a parcela do diferencial total atribuída ao efeito composição se reduz para aproximadamente 20%. Esta redução pode ser explicada tanto pelo arrefecimento do efeito negativo do nível socioeconômico (o mesmo diminui em 1,12 pontos a média de 2001 e contribui cerca de 8,5% para o diferencial total) quanto pela elevada magnitude do efeito positivo da defasagem idade-série⁵⁷.

Nos dois últimos intervalos, 1997-2003 e 1997-2005, o sinal do efeito composição é invertido e isto significa que as mudanças nas características conjuntas dos alunos passaram a contribuir para a redução no diferencial total de médias. Podemos destacar, além do efeito positivo da redução na proporção de alunos com defasagem idade-série, o

⁵⁷ É necessário esclarecer alguns aspectos do componente defasagem idade-série. Observamos que o efeito positivo da defasagem idade-série se sobressai no intervalo 1997-2001, quando comparamos este efeito com o que foi reportado nos demais intervalos analisados. Em parte, a magnitude deste efeito pode ser explicada pelo elevado percentual de não-resposta no ano de 2001 (7%). Podemos intuir que as não-respostas provenham de alunos defasados, uma vez que o resultado da regressão revelou um coeficiente negativo e estatisticamente significativo da variável indicadora de dados ausentes da defasagem escolar em 2001 (Ver Anexo 5, TAB. 21, Modelo 1).

aumento na proporção daqueles que relataram fazer as lições de casa e a melhoria no nível socioeconômico médio dos estudantes.

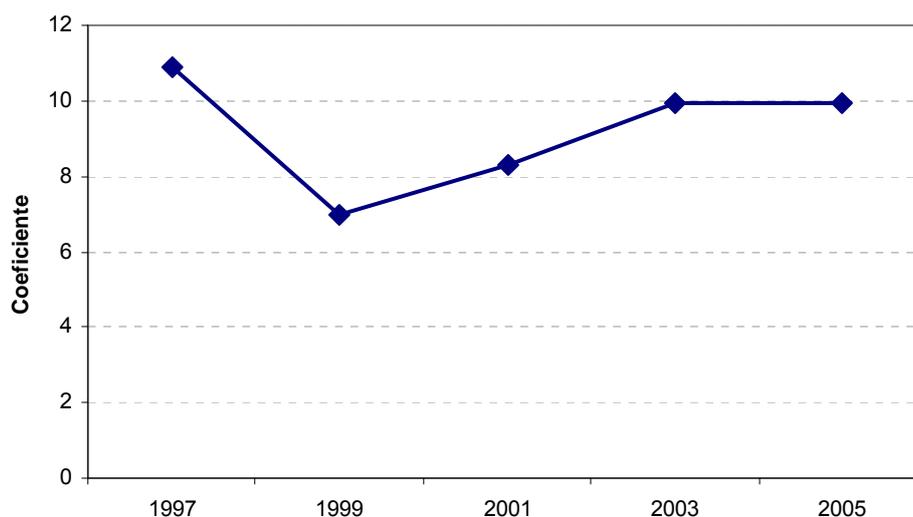
Em síntese, podemos dizer que o efeito composição, ou seja, o efeito de mudanças temporais nas características médias observadas dos alunos teve um papel importante para a variação do desempenho escolar médio, sobretudo, entre 1997 e 1999. Este efeito contribuiu para reduzir o desempenho médio em 1999, principalmente porque houve uma redução do nível socioeconômico dos estudantes matriculados na 4ª série do ensino fundamental neste ano. Podemos imaginar que este fenômeno esteja associado ao processo de inclusão do público escolar, ocorrido na segunda metade da década de 1990, em decorrência das políticas educacionais que tiveram como objetivo aumentar o acesso e a permanência de crianças e jovens no sistema de ensino.

A partir de 2003, os efeitos composicionais atuaram no sentido de elevar o desempenho médio. A melhoria na medida do nível socioeconômico dos alunos parece ser um elemento importante para este resultado. As estatísticas descritivas apresentadas no capítulo 3 mostraram que após o ano de 1999, o nível socioeconômico médio dos alunos apresentou uma tendência de recuperação chegou a superar, em 2005, a média alcançada em 1997. Como foi dito no capítulo 3, a explicação para a melhoria neste índice pode estar nos efeitos de composição demográfica, conforme descrito no estudo de Rios-Neto (2005). Ao longo das últimas décadas, é possível observar um declínio do número de mães com baixa escolaridade (0 a 3 anos de estudo) concomitante ao aumento no número de mães com escolaridade mais elevada (9 anos ou mais de estudo). Esta melhoria nos índices de escolaridade materna pode ter contribuído para a melhoria na medida do nível socioeconômico.

Em prosseguimento à análise dos resultados apresentados na TAB. 11, é importante perceber que, mesmo com os efeitos composicionais positivos nos dois últimos períodos, o diferencial total de médias permaneceu negativo e igual a -11,61, em 1997-2003, e -6,20, em 1997-2005. Este resultado é explicado pelo sinal negativo do efeito retorno. Podemos ver, pela TAB. 11, que o efeito retorno colaborou com aproximadamente 50% para o diferencial médio entre 1997 e 1999, 80% para o diferencial médio entre 1997 e 2001, e foi capaz de explicar todo o diferencial negativo nos dois últimos períodos, 1997-2003 e 1997-2005.

Como já descrito anteriormente, o efeito retorno refere-se ao efeito de mudanças nos coeficientes da regressão. Estas mudanças, por sua vez, nos informam sobre a variação na sensibilidade do desempenho escolar em relação às características observáveis do aluno incluídas no modelo de regressão. Ao analisar o efeito retorno de cada característica incluída na regressão, percebemos que o efeito atrelado ao nível socioeconômico teve o maior impacto nos quatro períodos analisados. Por exemplo, na comparação feita entre 1997 e 1999, o efeito retorno deste atributo contribuiu para alterar o desempenho médio em -16,5 pontos (TAB. 11). O sinal negativo deste componente indica que houve uma redução na sensibilidade do desempenho escolar ao nível socioeconômico dos alunos, quando comparamos a magnitude do coeficiente estimado no ano de 1997 com os demais. O GRAF. 10 apresenta a evolução deste coeficiente.

GRÁFICO 10 – Evolução temporal do coeficiente do nível socioeconômico, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005



Fonte: TAB.s 19, 20, 21, 22 e 23, Modelo 1, Anexo 5.

O GRAF. 10 ilustra as variações na sensibilidade média do desempenho escolar ao nível socioeconômico dos alunos. Ao comparar o ano de 1997 (adotado como referência) com os demais, percebemos que houve uma redução no diferencial do desempenho escolar por nível socioeconômico, principalmente entre 1997 e 1999. Em termos da função de produção educacional, o menor coeficiente do nível socioeconômico nos anos de comparação (1999, 2001, 2003 e 2005) contribuiu para reduzir o nível médio e elevar a diferença entre o desempenho médio de 1997 e o desempenho médio dos anos posteriores.

Além da variação do coeficiente do nível socioeconômico, podemos notar que o efeito da variação do intercepto sobre a variação no desempenho médio também se destaca dentre os demais. Em regressões com variáveis indicadoras o intercepto é arbitrário e varia de acordo com a codificação das variáveis incluídas no modelo. No caso deste estudo, o intercepto representa o desempenho médio do conjunto de estudantes cujas características são as mais favoráveis para o melhor resultado no exame de proficiência em matemática: alunos do sexo masculino, da cor branca, que residem com ambos os pais, que fazem lição de casa, não defasados em relação à idade e série escolar. Porém, como o nível socioeconômico do aluno entrou na forma contínua, o valor do intercepto também está captando desempenho médio dos alunos com menores condições socioeconômicas⁵⁸.

Nos dois primeiros períodos, 1997-1999 e 1997-2001, as mudanças no intercepto contribuíram para reduzir o diferencial de médias. Isto ocorreu porque o valor deste coeficiente elevou-se em 1999 e 2001, quando comparado ao valor estimado em 1997. Nos dois últimos períodos, 1997-2003 e 1997-2005, o efeito do intercepto aparece como o sinal negativo, atuando no sentido de elevar a diferença total na média do desempenho escolar.

A elevada magnitude do efeito do intercepto é corroborada em outros estudos que utilizam a decomposição de Oaxaca-Blinder, como em Ammermüller (2004) e Waltenberg (2008). Neste último, o autor decompõe a diferença entre o desempenho escolar médio do Brasil e de alguns países avaliados pelo PISA e um dos resultados salientes é a elevada contribuição das diferenças no intercepto para a explicação dos diferenciais de médias, que o autor interpreta como o efeito de fatores desconhecidos determinantes do desempenho escolar.

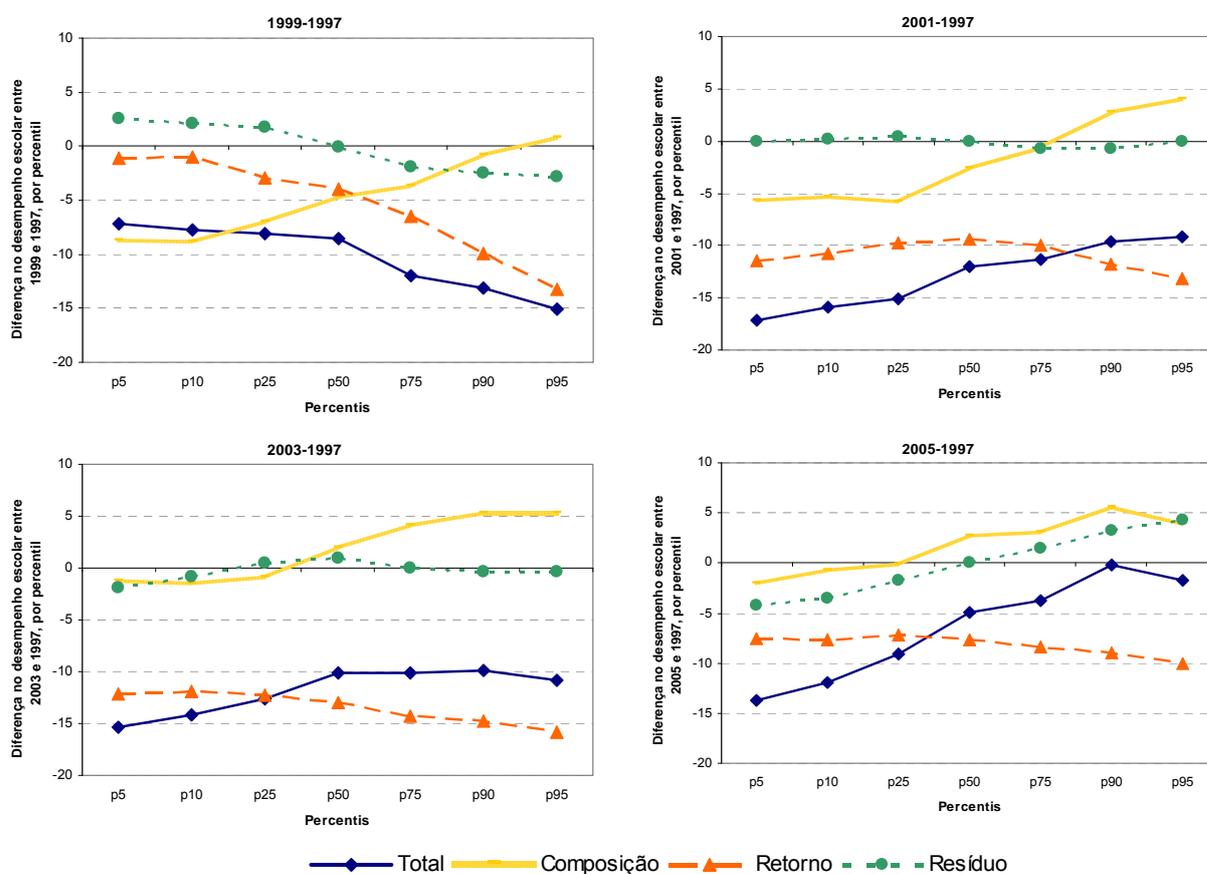
5.2.2 Decomposição da variação do desempenho escolar na distribuição

Os resultados analisados até aqui se baseiam na decomposição da diferença no desempenho escolar médio. No entanto, uma questão interessante a ser investigada é como os efeitos atuaram em diferentes segmentos da distribuição do desempenho escolar.

⁵⁸ Vale lembrar que utilizamos uma escala de 0 a 10, onde 0 representa o aluno com nível socioeconômico mais baixo. Porém, só é possível observar o valor 0 (zero) do NSE no ano de 1999, como pode ser visto na TAB. 6.

Constatamos, por exemplo, que o efeito composição do nível socioeconômico contribuiu em 50% para a magnitude do diferencial nas médias do desempenho escolar entre 1997 e 1999. Entretanto, é interessante saber, por exemplo, em quais pontos da distribuição o efeito composição atuou com mais intensidade. Para tanto, elaboramos a decomposição do diferencial do desempenho escolar em vários segmentos da distribuição. A FIG. 5 apresenta os resultados desta decomposição.

FIGURA 5 – Decomposição da variação do desempenho escolar na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Em primeiro lugar, observamos que a diferença total no desempenho escolar em cada segmento da distribuição é negativa. Isto mostra que tanto os alunos menos habilidosos (localizados na base da distribuição) quanto os alunos mais habilidosos (localizados no topo da distribuição) tiveram um desempenho mais baixo nos exames de proficiência nos anos 1999, 2001, 2003 e 2005, relativamente ao desempenho alcançado pelos alunos em 1997. Este resultado corrobora o que foi encontrado no capítulo 4, relacionado ao efeito

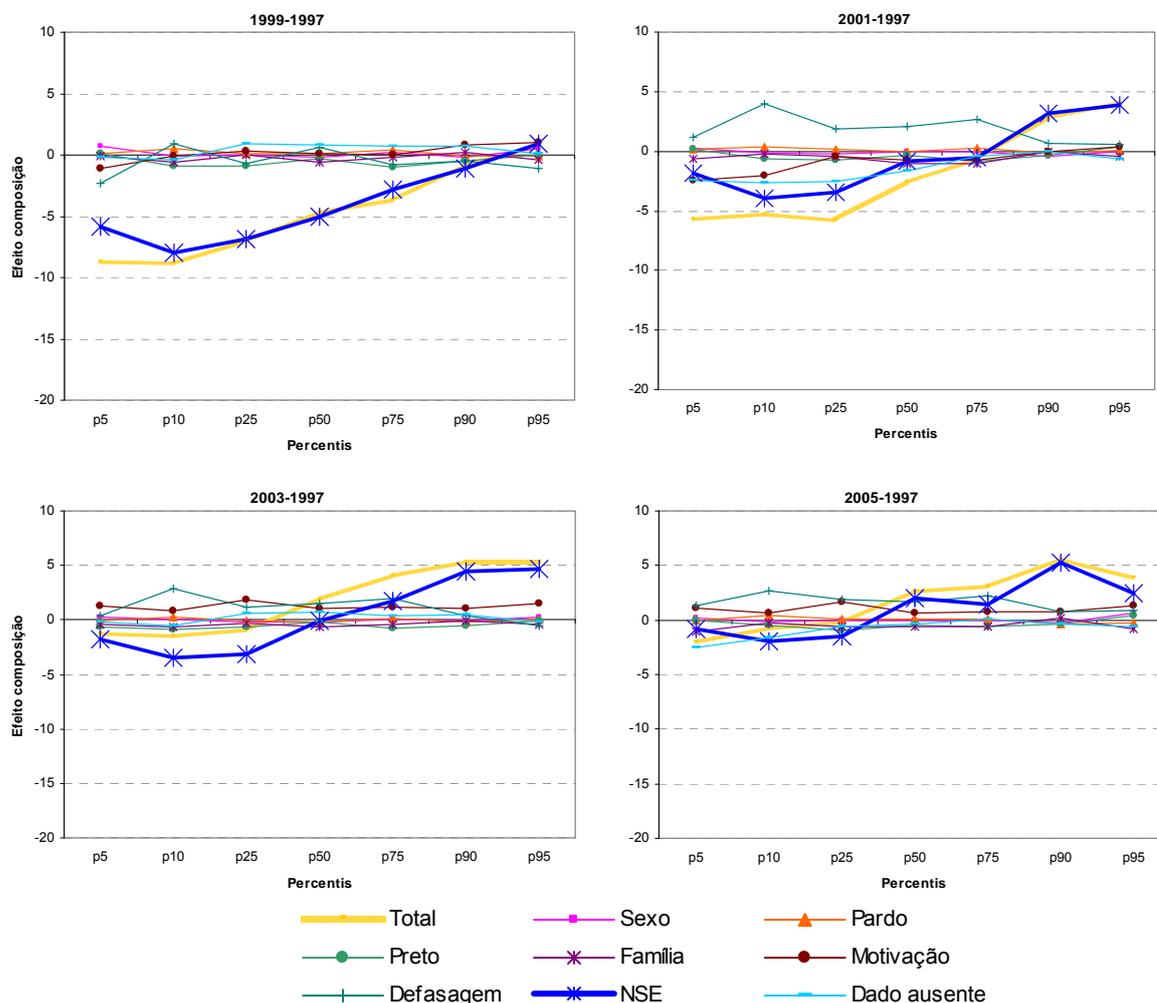
nível da distribuição relativa, pois mostra que o declínio do escore ocorreu ao longo de toda a distribuição do desempenho escolar (que corresponde ao deslocamento da distribuição para a esquerda).

Ao analisar a contribuição do efeito composição para a diferença total em cada percentil, percebemos dois resultados distintos. O primeiro deles é específico dos períodos 1997-1999 e 1997-2001 e é representado por um efeito composição negativo, principalmente, nos segmentos inferiores da distribuição. Isto significa que as mudanças na composição do alunado, no que tange às características observáveis (sexo, cor, motivação, defasagem escolar, estrutura familiar e nível socioeconômico), operaram no sentido de reduzir o desempenho escolar, principalmente entre os estudantes com menores habilidades cognitivas. Neste caso, podemos dizer que a magnitude do efeito composição na média (-5,08, conforme TAB. 11) é resultante da atuação deste efeito ao longo de toda a distribuição, sobretudo, nos primeiros segmentos desta.

O outro resultado do efeito composição nos percentis é específico dos dois últimos períodos, 1997-2003 e 1997-2005. Como pode ser visto na FIG. 5, o efeito composição torna-se praticamente nulo abaixo da mediana e passa a ser positivo desta posição para cima. Este resultado explica o sinal positivo do efeito composição no diferencial médio apresentado na TAB. 11. Ou seja, as mudanças nas características dos alunos em 2003 e 2005, quando comparadas a 1997, favoreceram ao aumento do desempenho escolar médio. Entretanto, estas mudanças foram específicas dos alunos com maiores habilidades cognitivas.

Ao desagregar o efeito composição nas características que o compõem (sexo, pardo, preto, família, motivação, defasagem e nível socioeconômico), é possível identificar que o efeito do nível socioeconômico se sobressai na explicação do comportamento da curva do efeito composição total, conforme mostra a FIG. 6:

FIGURA 6 - Efeito composição na distribuição e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

No que tange ao efeito retorno (FIG. 5), percebemos que o mesmo é negativo ao longo de toda a distribuição e apresenta um acentuado declínio no período 1997-1999. Para explicar o comportamento desta curva, é preciso retomar os resultados deste componente na decomposição da média (TAB. 11). Por exemplo, vimos que dos componentes do efeito retorno, o coeficiente associado ao nível socioeconômico e o intercepto se destacam, pois apresentam as maiores magnitudes. Como ambos possuem sinais contrários (o efeito retorno do nível socioeconômico é negativo e o efeito do intercepto é positivo), eles se compensam em parte, mas o efeito negativo do nível socioeconômico se sobressai. Isto explica o fato da curva do efeito retorno nos percentis estar localizada abaixo do eixo zero.

A inclinação desta curva, por sua vez, é explicada apenas pelo efeito retorno do nível socioeconômico, pois o efeito do intercepto nos percentis é constante e igual ao seu efeito na média e o efeito retorno dos outros componentes (sexo, pardo, preto, família, motivação e defasagem) é pequeno relativamente ao efeito do NSE. Apesar do valor do coeficiente do nível socioeconômico não mudar em cada percentil (dado que não estimamos as regressões nos quantis e, sim, na média), o efeito retorno se altera simplesmente pelo fato da distribuição das características dos alunos diferirem ao longo da distribuição. Vale lembrar que este efeito é estimado da seguinte forma: $(\beta_{t1} - \beta_{t0})\bar{X}_{qt_1}$, neste caso, \bar{X}_{qt_1} representa o nível socioeconômico médio no quantil q . Dado que a diferença dos betas é negativa (pois o beta de 1997 apresentou a maior magnitude), o efeito retorno será mais negativo quanto maior for o nível socioeconômico médio nos quantis. Isto explica a magnitude negativa deste efeito entre os alunos com desempenho mais elevado (situados na cauda superior da distribuição), os quais, supostamente, possuem melhores condições socioeconômicas.

Por último, verificamos que a contribuição do efeito resíduo (FIG. 5) para a variação do desempenho nos percentis é pequena relativamente aos demais efeitos.

5.2.3 Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença: 90-10, 90-50 e 50-10

Os resultados apresentados nesta subseção são referentes à decomposição da variação nas diferenças entre os percentis 90-10, 90-50 e 50-10⁵⁹, entre 1997 e os anos de comparação: 1999, 2001, 2003 e 2005. A TAB. 12 apresenta os resultados. Cada painel, denotado pelas letras A, B, C e D apresenta o período em que a variação nos percentis foi computada. O sinal negativo indica uma redução e o sinal positivo indica um aumento na diferença entre os percentis entre dois pontos no tempo.

A primeira coluna da tabela, denotada por Total (1), mostra a magnitude total da variação nos percentis entre dois períodos. As demais colunas apresentam a magnitude dos efeitos composição (2), retorno (3) e resíduo (4). O efeito resíduo foi decomposto em duas

⁵⁹ Estas medidas foram escolhidas para possibilitar a comparação com os resultados do efeito distribuição apresentados no capítulo 4.

parcelas: efeito composição (4.1) e efeito retorno (4.2). Como dissemos na seção metodológica, adotamos a suposição de que as alterações na distribuição do resíduo padronizado nos informam sobre as mudanças na dotação dos fatores não observados e as alterações em seu desvio-padrão nos informam sobre o retorno destes fatores.

Percebe-se que a soma dos efeitos das colunas (2), (3) e (4) corresponde à variação total nos percentis, dada pela coluna (1).

TABELA 12 – Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)

Medidas de Diferença	Total (1)	Observáveis		Resíduo (4)	Resíduo	
		Composição (2)	Retorno (3)		Composição (4.1)	Retorno (4.2)
A. 1999-1997						
90-10	-5,48	8,74	-8,26	-5,97	-0,23	-5,73
	100%	-159%	151%	109%	4%	105%
90-50	-4,58	4,78	-5,70	-3,66	-0,82	-2,84
	100%	-104%	125%	80%	18%	62%
50-10	-0,90	3,96	-2,55	-2,31	0,58	-2,89
	100%	-439%	283%	256%	-65%	321%
B. 2001-1997						
90-10	6,17	7,34	-1,18	0,01	0,33	-0,31
	100%	119%	-19%	0%	5%	-5%
90-50	2,35	5,17	-2,24	-0,58	-0,46	-0,12
	100%	220%	-96%	-25%	-20%	-5%
50-10	3,83	2,17	1,06	0,59	0,79	-0,20
	100%	57%	28%	16%	21%	-5%
C. 2003-1997						
90-10	4,28	7,68	-3,34	-0,05	-0,95	0,90
	100%	179%	-78%	-1%	-22%	21%
90-50	0,26	4,17	-1,99	-1,92	-2,44	0,52
	100%	1604%	-765%	-739%	-938%	199%
50-10	4,02	3,51	-1,35	1,87	1,49	0,38
	100%	87%	-34%	46%	37%	9%
D. 2005-1997						
90-10	11,71	8,48	-1,54	4,77	-1,94	6,71
	100%	72%	-13%	41%	-17%	57%
90-50	4,72	4,20	-1,47	1,99	-1,71	3,69
	100%	89%	-31%	42%	-36%	78%
50-10	6,99	4,28	-0,07	2,78	-0,23	3,01
	100%	61%	-1%	40%	-3%	43%

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: 1) o sinal negativo indica uma redução na desigualdade e o sinal positivo indica um aumento nesta medida.

2) os valores em percentuais indicam quanto cada componente – composição, retorno e resíduo – explicam da desigualdade total.

Em primeiro lugar, constatamos que a diferença total (coluna 1) na medida 90-10 reduziu-se no primeiro período, 1997-1999, mas elevou-se nos três últimos, 1997-2001, 1997-2003 e 1997-2005. Quando retomamos alguns resultados da distribuição relativa apresentados no capítulo 4, podemos observar que os mesmos são coerentes. Isto é, ficou constatada uma polarização negativa no período 1997-1999 (curva em formato de U invertido), que

sinaliza para a redução da desigualdade entre as distribuições do desempenho escolar nestes dois anos, e uma polarização positiva nos demais períodos.

Este mesmo padrão pode ser observado nas medidas 90-50 (acima da mediana) e 50-10 (abaixo da mediana), embora estas duas medidas tenham tido pesos diferenciados para a variação na desigualdade 90-10. Por exemplo, notamos que entre 1997 e 1999 a redução da desigualdade é explicada, principalmente, pela variação negativa da medida 90-50. Ou seja, dada a magnitude de -5,48 pontos, cerca de 83% (ou -4,58) é explicado pela variação na desigualdade acima da mediana. Este resultado também coincide com o que foi encontrado no capítulo 4, onde vimos que o índice de polarização acima da mediana foi o principal responsável pela redução da desigualdade entre as distribuições de 1997 e 1999. Isto indica que neste período houve uma redução na participação relativa de alunos com melhores resultados nos exames de proficiência.

Nos demais períodos onde houve um aumento da diferença entre os percentis, a contribuição do segmento 50-10 mostrou-se mais relevante. Entre 1997 e 2003, por exemplo, a diferença abaixo da mediana é capaz de explicar 93% da diferença 90-10. Lembramos que os resultados da distribuição relativa do capítulo 4 apontam para este mesmo padrão. Ficou constatado que o aumento na desigualdade (polarização positiva) foi explicado principalmente pelos índices de polarização positivos abaixo da mediana, ou seja, pelo aumento na participação relativa de alunos com menor desempenho acadêmico.

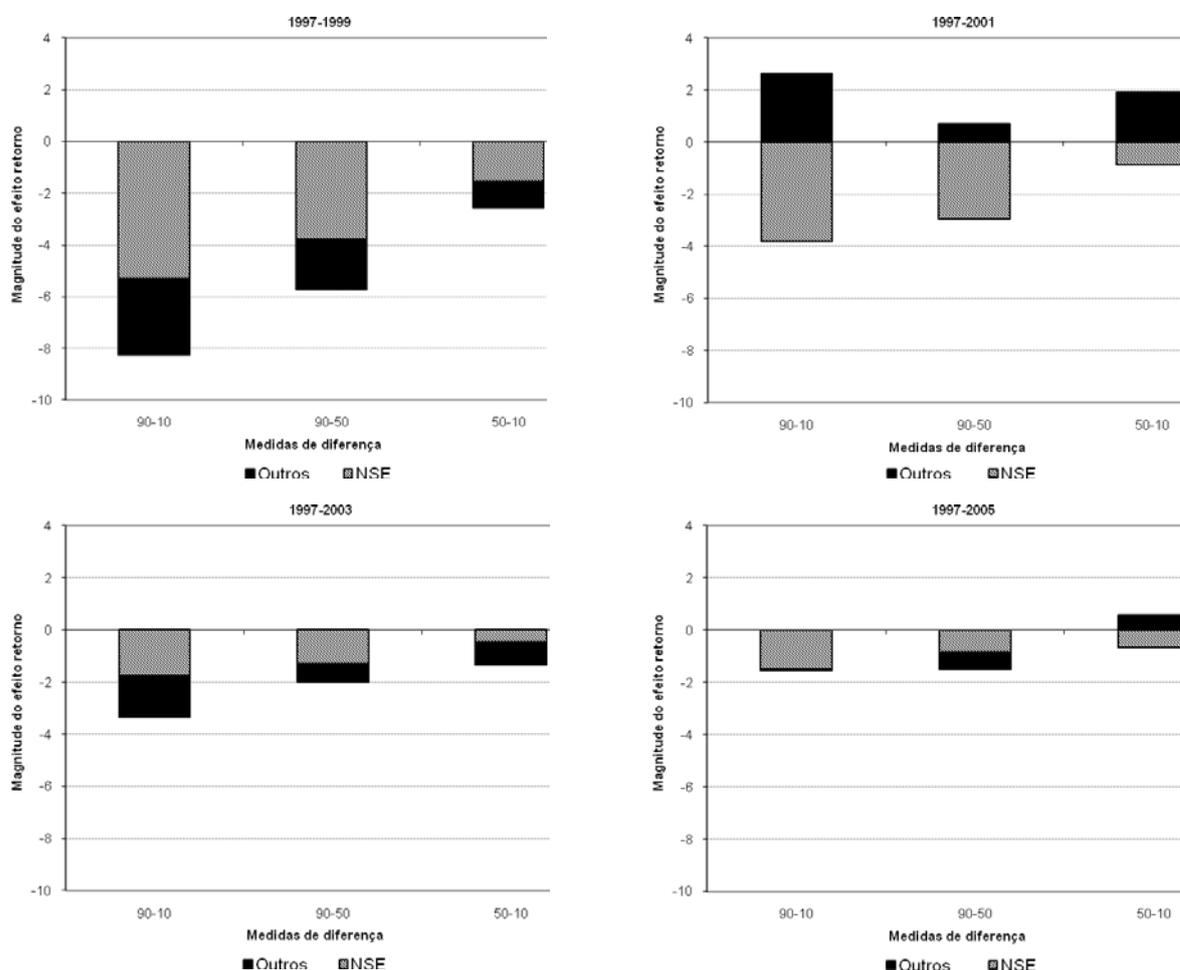
Conhecida a evolução das diferenças nas três medidas, passamos para a análise dos componentes que explicam estas variações. No período 1997-1999, a redução do hiato é explicada pela soma do efeito retorno observável (coluna 3) e pelo efeito “retorno” do resíduo (coluna 4.2).

Em relação aos resultados do efeito retorno observável (coluna 3), podemos ver que as mudanças temporais na sensibilidade do desempenho escolar aos atributos individuais associados ao desempenho escolar colaboraram para a equalização dos resultados escolares dos estudantes. Vimos na seção 5.2.1 que, dentre os atributos observáveis incluídos na análise (sexo, pardo, preto, família, motivação, defasagem e nível socioeconômico), a variação do retorno médio associado ao nível socioeconômico foi a mais importante. A acentuada redução deste coeficiente entre 1997 e 1999 fez com que o resultado educacional do aluno se tornasse menos associado às suas contingências sociais. Como, no

Brasil, a desigualdade dos resultados escolares dos alunos reflete em grande parte a desigualdade socioeconômica, a diminuição da importância deste atributo tende a igualar os resultados educacionais.

A importância do efeito retorno do nível socioeconômico é ilustrada na FIG. 7. O eixo y dos gráficos apresenta o efeito retorno total. Dividimos o efeito total na parcela explicada pelo nível socioeconômico e na parcela explicada pelas demais características. É possível constatar a grande contribuição do efeito retorno do nível socioeconômico para a redução do hiato nas três medidas: 90-10, 90-50 e 50-10.

FIGURA 7 - Efeito retorno nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)



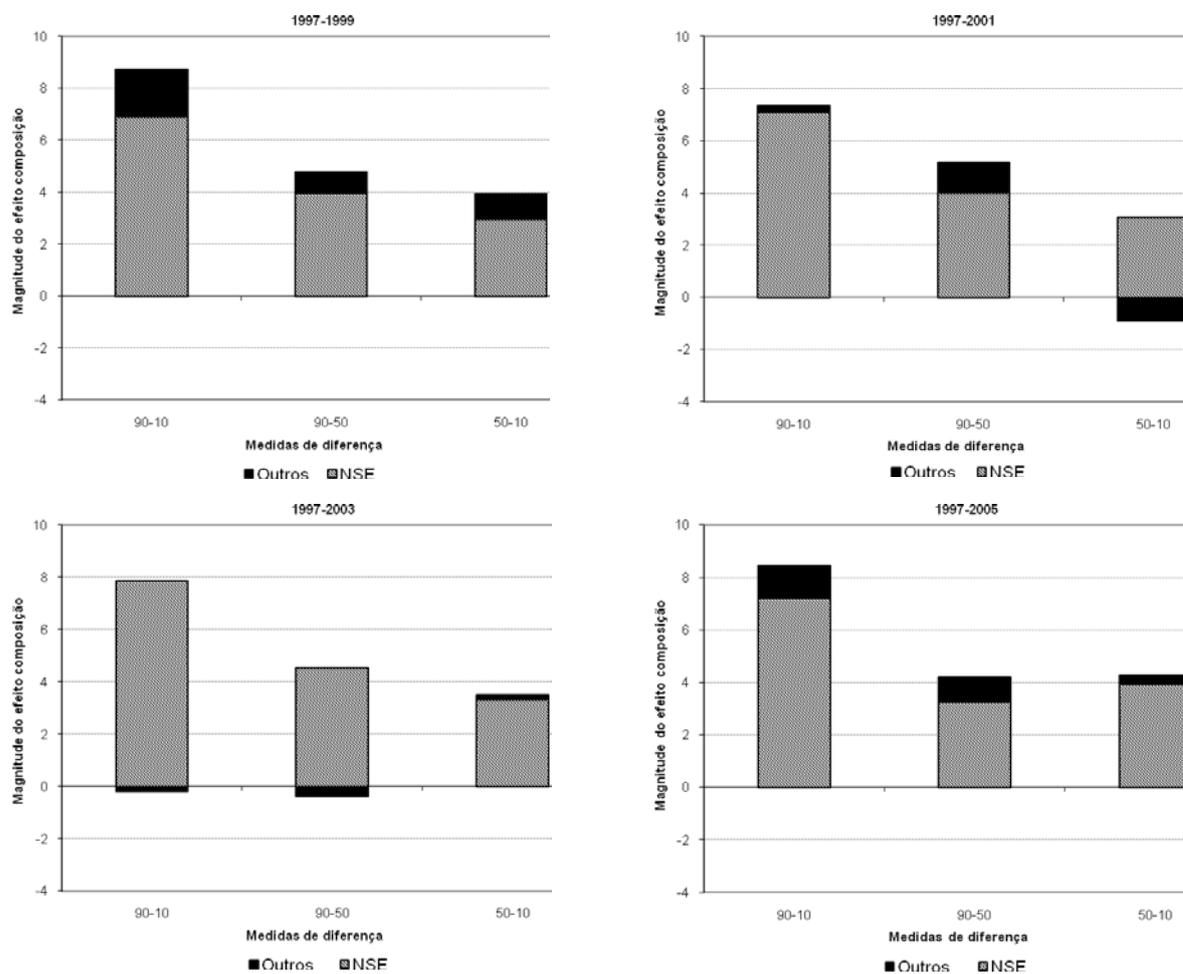
Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: No componente “outros”, estão incluídos o efeito retorno das seguintes variáveis: sexo, cor/raça, família, motivação, defasagem e dados ausentes. Não incluímos o intercepto porque o seu efeito é nulo na diferença entre os percentis.

No caso do efeito retorno do resíduo (coluna 4.2), percebemos que o mesmo também operou no sentido de reduzir o hiato nos escores do desempenho escolar neste período. Empiricamente, este resultado reflete a redução do desvio-padrão do resíduo em 1999 ($\sigma_{99} = 37,06$), quando comparado ao desvio-padrão do resíduo em 1997 ($\sigma_{97} = 39,21$). Por outro lado, o efeito composição do resíduo (coluna 4.1) sugere que as mudanças na dotação das características médias não-observáveis praticamente não tiveram efeito sobre as diferenças entre os percentis.

Nas comparações feitas entre o ano de 1997 e os três últimos ciclos do SAEB analisados (2001, 2003 e 2005), verificamos que o efeito composição foi o principal componente responsável pelo aumento nas três medidas de diferença. Novamente, o efeito composição associado às mudanças no nível socioeconômico é a principal explicação para este resultado. A importância do efeito do nível socioeconômico pode ser constatada na FIG. 8. No eixo y temos o efeito composição total e as colunas indicam a parcela atribuída ao efeito composição do nível socioeconômico e ao efeito composição das demais características:

FIGURA 8 - Efeito composição nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (aluno)



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: No componente "outros", estão incluídos os efeitos composição das seguintes variáveis: sexo, cor/raça, família, motivação, defasagem e dados ausentes.

5.3 Síntese e comentários

Os resultados apresentados acima procuram elucidar as possíveis explicações para as variações ocorridas no desempenho escolar dos alunos da 4ª série do ensino fundamental no período que compreende os anos de 1997 a 2005. Este estudo difere daqueles que têm sido desenvolvidos na literatura de avaliação educacional porque analisa a variação

temporal da medida de aprendizado do aluno e a contribuição isolada de cada característica do aluno associada ao desempenho para este processo⁶⁰.

Dentre todas as características observáveis incluídas no estudo, o nível socioeconômico dos alunos se destacou como aquela que mais contribuiu para a variação temporal nos resultados educacionais dos estudantes. Este resultado é coerente com a literatura, pois corrobora a importância do *background* familiar dos estudantes para os seus resultados educacionais.

Existem dois canais pelos quais o nível socioeconômico afeta o desempenho escolar ao longo dos anos: um deles está relacionado ao efeito composição (mudanças na quantidade deste atributo) e o outro relaciona-se ao efeito retorno (mudanças na sensibilidade do desempenho escolar ao nível socioeconômico do aluno). Abaixo, sintetizamos os resultados em cada um deles.

Efeito composição:

Vimos na seção 3.3.3.2 (capítulo 3) que as mudanças na “quantidade” do nível socioeconômico não são lineares, ou seja, houve uma piora deste índice nos anos de 1999 e 2001 e uma melhora nos anos de 2003 e 2005 (vale lembrar que todas as comparações são feitas em relação ao ano de 1997). Nos anos em que este índice decresceu, foi possível notar que uma parcela do declínio das médias do SAEB foi resultante desta piora nas contingências sociais e econômicas dos estudantes. Este resultado corrobora outros divulgados na literatura, como o estudo de Alves (2007), os quais concluem que as mudanças ocorridas na composição social dos alunos foram responsáveis pela redução parcial das médias do SAEB.

No que tange ao seu efeito sobre as variações nas medidas de diferença 90-10, 90-50 e 50-10, constatamos que a variação na distribuição do nível socioeconômico dos alunos contribuiu, em todos os períodos, para elevar as diferenças de desempenho entre os alunos

⁶⁰ Na literatura, os estudos relacionados aos fatores associados ao desempenho escolar procuram investigar as origens da variação observada no desempenho escolar dos alunos matriculados em uma determinada série e em um determinado ponto no tempo (Fletcher, 1998; Albernaz et al. 2002; Soares e Colares, 2006; entre outros). Como resultados, fornecem importantes contribuições sobre quais as características mais importantes no processo de produção do aprendizado do aluno.

mais qualificados e os alunos menos qualificados. A explicação para este resultado está na distribuição assimétrica do efeito composição deste atributo. O efeito composição negativo do nível socioeconômico tendeu a se concentrar na cauda inferior da distribuição do desempenho escolar (como foi visto na FIG. 6), ou seja, entre os alunos com desempenho escolar mais baixo. Esta assimetria contribuiu para que as diferenças de desempenho dos alunos localizados em diferentes segmentos da distribuição se elevassem ao longo do tempo.

Efeito retorno:

Conforme apresentado, o coeficiente do nível socioeconômico se reduziu nos anos de 1999, 2001, 2003 e 2005, quando comparado ao que foi estimado em 1997. Em termos da função de produção educacional, a redução deste parâmetro indica que a mesma quantidade deste insumo (NSE) passou a produzir menor quantidade de produto (desempenho nos exames de proficiência). Portanto, o efeito da queda do coeficiente do nível socioeconômico para o desempenho médio global foi negativo, ou seja, reduziu a qualidade média da educação.

Porém, é interessante notar que embora a redução da sensibilidade do desempenho escolar ao nível socioeconômico tenha piorado a qualidade média da educação, a mesma operou no sentido de equalizar a distribuição do desempenho alcançado pelos alunos. Constatamos que o efeito retorno contribuiu para reduzir as diferenças entre o desempenho dos alunos em todos os períodos e nos três segmentos da distribuição: 90-10, 90-50, 50-10.

De acordo com estes resultados podemos inferir que a entrada de alunos com baixo *background* familiar no sistema de ensino teve um efeito direto e indireto sobre o desempenho escolar. O efeito direto está ligado ao efeito composição, pois como os novos estudantes possuem atributos individuais e familiares – cor/raça, pais com baixa escolaridade, pouco incentivo aos estudos, etc. – que são importantes correlatos dos baixos níveis de educação, estariam fadados a apresentar resultados piores nos testes de proficiência e com isso reduziriam a média do desempenho escolar. O efeito indireto está relacionado ao efeito retorno, ou seja, à mudança na relação entre o nível socioeconômico e o desempenho dos alunos.

Uma hipótese que pode ser levantada para explicar a mudança na sensibilidade do desempenho escolar ao nível socioeconômico pode se relacionar às externalidades

negativas geradas pela entrada de alunos com menores habilidades e competências cognitivas. Esta externalidade, ocasionada pela interação entre os colegas, tenderia a reduzir o desempenho dos alunos com elevado desempenho potencial (por exemplo, alunos com nível socioeconômico mais elevado) e, neste caso, tenderia a igualar os níveis de aprendizado entre os estudantes. Como resultado, o atributo NSE se tornaria menos discriminatório em relação aos resultados educacionais alcançado pelos estudantes.

Esta hipótese pode ajudar a explicar alguns resultados encontrados no capítulo 4, onde o efeito do nível socioeconômico estava subentendido na análise. Os resultados produzidos pela distribuição relativa mostraram que a redução na desigualdade entre o desempenho dos alunos no período de 1997-1999 (evidenciada pela polarização inversa do efeito distribuição) foi ocasionada principalmente pela redução na densidade de alunos com melhores resultados nos exames de proficiência em 1999, quando comparados aos melhores alunos em 1997. Em outras palavras, a quantidade relativa de alunos com desempenho escolar mais elevado reduziu entre 1997 e 1999. Tecnicamente, este resultado foi mostrado pela redução da densidade relativa (abaixo de 1) na cauda superior da distribuição dos escores. Neste caso, podemos considerar a hipótese de que a entrada de alunos com pior *background* familiar tenha afetado o desempenho dos alunos em geral, inclusive daqueles com maiores habilidades cognitivas.

Outros resultados:

Embora o efeito do nível socioeconômico tenha se destacado nos resultados da decomposição, há outros resultados que merecem ser comentados.

Um deles é o efeito associado às mudanças na heterogeneidade não-observada, representada pelo resíduo. Consideramos importante incluir este componente nos exercícios de decomposição porque, dentre as evidências presentes nos estudos que utilizam a função de produção escolar para encontrar os fatores associados ao desempenho dos estudantes, uma delas destaca o fato de que mesmo que todas as variáveis observáveis consideradas importantes preditoras do rendimento escolar dos alunos estejam incluídas no modelo, observa-se que uma pequena porção da variância é explicada.

Neste estudo, o resíduo capta o efeito das variáveis não-observadas do aluno e das variáveis agregadas da escola. As características individuais e familiares não observadas, como, por exemplo, o ambiente familiar sadio, o talento inato, a determinação, a vontade

de continuar estudando, o incentivo dos pais, bem como alguns atributos escolares não incluídos na regressão, como a qualidade docente, a qualidade da direção, a infra-estrutura escolar, a eficácia dos métodos de ensino, entre outros, são alguns exemplos de variáveis que certamente influenciam o resultado educacional do estudante, cujos efeitos são incorporados ao resíduo. Mesmo que não seja possível identificar quais são essas variáveis, a decomposição do resíduo foi elaborada com o propósito de tentar mostrar o quanto e em que direção a suposta heterogeneidade não observada teve influência sobre as mudanças do desempenho escolar.

Constatamos que a influência da variação deste componente para a variação total na desigualdade do desempenho escolar é pequena relativamente aos efeitos composição e retorno observáveis. Assim, podemos intuir que embora haja uma grande parcela não explicada da variância do desempenho escolar dos alunos em um determinado ano (no caso deste estudo, entre 73% e 82%), o efeito de mudanças temporais nas características latentes parece não ter sido importante para a variação temporal do desempenho dos alunos.

Por último, é preciso reconhecer uma limitação do estudo elaborado neste capítulo. Ao elaborarmos o modelo de regressão utilizando o aluno como unidade de análise, mantivemos fixo o intercepto das regressões. No caso dos dados educacionais, esta estratégia não é a mais correta porque sabemos que o desempenho médio não é constante entre as várias unidades de ensino e pode variar de acordo com as características médias do conjunto de alunos de uma mesma escola e de acordo com os próprios atributos escolares (como a qualidade dos professores, por exemplo).

A literatura brasileira mostra que há duas fontes importantes de variabilidade nos dados de aprendizado dos alunos. Uma delas é a variabilidade devida ao aluno, ou seja, os alunos de uma mesma escola não têm iguais resultados educacionais porque diferem em relação às características individuais que influenciam o seu resultado acadêmico. A segunda fonte de variabilidade é a escola, uma vez que as escolas diferem em termos das características capazes de adicionar valor ao conhecimento prévio do aluno. Por exemplo, dois estudantes com as mesmas características individuais podem ter resultados escolares distintos dependendo da escola em que estudam – em uma escola cujos professores são mais qualificados, é provável que o desempenho do aluno seja superior quando comparado ao desempenho do aluno de uma escola com professores menos capacitados.

Portanto, o intercepto ou o desempenho médio da escola reflete uma parte da heterogeneidade presente nos dados educacionais e por ser um indicador da qualidade média do sistema de ensino é importante que seja explorado. Este é o assunto do próximo capítulo.

6 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO TEMPORAL NO DESEMPENHO ESCOLAR ENTRE-ESCOLAS E INTRAESCOLA

No capítulo anterior, decomposemos a variação temporal do desempenho escolar utilizando como unidade de análise o aluno. Incluímos na função de produção educacional os fatores associados ao desempenho escolar mensurados no nível micro e investigamos como as mudanças nas características, nos coeficientes e no resíduo afetaram o desempenho escolar dos alunos ao longo de 1997 e 2005.

Neste capítulo, elaboramos duas decomposições: entre-escolas e intraescola. Na primeira, a decomposição é feita sobre a variação temporal do desempenho escolar médio das escolas ($\Delta \bar{Y}_j$). Neste exercício, temos como objetivo identificar e medir os efeitos da variação temporal dos atributos escolares e dos atributos médios do alunado, bem como dos coeficientes e do resíduo, sobre a mudança temporal no desempenho médio das escolas.

Esta análise se justifica pela hierarquia presente nos dados educacionais. Conforme apresentado na revisão da literatura, cerca de 25-50% da variação do desempenho escolar dos alunos é fruto da variação do desempenho entre as escolas. Os efeitos de contexto (atributos médios dos alunos), principalmente o nível socioeconômico médio, explicam mais da metade desta variação do desempenho entre as escolas.

É importante ter em mente que os atributos médios dos alunos de uma determinada escola (a variável agregada) não necessariamente têm o mesmo significado que a variável individual e, portanto, podem medir aspectos distintos. Por exemplo, o nível socioeconômico do aluno no estudo micro está relacionado aos recursos ou ao poder aquisitivo da família do aluno. Por outro lado, no estudo macro, o nível socioeconômico médio está medindo a “bagagem” cultural dos alunos de determinada escola (efeito dos pares). Um outro exemplo é o atraso escolar, mensurado pela defasagem idade-série do aluno e a defasagem escolar de uma escola. Do ponto de vista individual, a defasagem pode significar a dificuldade do aluno em aprender. Do ponto de vista da escola, a defasagem pode significar que o tempo efetivo de aula é menor na escola onde há muitos alunos defasados. Estas questões relacionadas à agregação dos dados e à importância da

escola (ou ambiente escolar) nos resultados educacionais justificam este estudo que utiliza a escola como unidade de análise.

A segunda decomposição elaborada neste capítulo é feita sobre a variação do desempenho escolar dos alunos livres dos efeitos médios da escola [$\Delta(Y_{ij} - \bar{Y}_j)$]. Neste caso, transformamos a variável-resposta (proficiência do aluno) e as covariáveis como desvios em relação à média do grupo de alunos de uma mesma escola. Esta estratégia foi adotada com o objetivo de minimizar o efeito da escola sobre a proficiência do aluno. Diferentemente do capítulo 5, onde ignoramos o efeito médio da escola, neste capítulo a idéia é obter os coeficientes e o resíduo intraescola, ou seja, livres da influência dos efeitos de contexto do sistema de ensino.

Nas seções seguintes, discorreremos sobre os procedimentos metodológicos utilizados para realizar as decomposições e apresentamos e interpretamos os resultados. Apesar de utilizarmos o método dos mínimos quadrados ordinários para estimar as regressões⁶¹, optamos por estimar o modelo hierárquico linear apenas com o intuito de comparar os efeitos fixos em ambos os métodos⁶². Para tanto, formalizamos o modelo hierárquico linear e partimos desta formalização para estruturar os modelos de regressão utilizados como insumo para a elaboração das decomposições entre-escola e intraescola.

⁶¹ A opção pelo uso desta metodologia, ao invés dos modelos hierárquicos lineares, está na possibilidade de identificação dos efeitos composição, retorno e resíduo no nível macro (escola). O método dos mínimos quadrados ordinários também foi adotado em outros estudos que procuram decompor as diferenças nos escores da proficiência entre países utilizando os dados do PISA. Ver, por exemplo, Ammermüller (2004) e Waltenberg (2008).

⁶² Uma particularidade importante do modelo hierárquico é a decomposição da variância, que foi elaborada aqui para conhecermos o quanto estamos explicando da variação no desempenho entre as escolas.

6.1 Metodologias

6.1.1 O modelo hierárquico linear

Como já foi mencionado, o desempenho escolar está associado tanto às características do aluno, quanto às características da escola que o aluno frequenta (incluindo os recursos físicos, a qualificação dos professores e diretores, o clima escolar, entre outras). Portanto, ao estimar uma função de produção educacional, procura-se conhecer não só como os atributos individuais se associam ao desempenho escolar do aluno, mas, também, como as características da escola exercem a sua influência. Apesar da reconhecida importância dos insumos familiares no desenvolvimento das habilidades cognitivas dos alunos, os trabalhos desenvolvidos na literatura de avaliação educacional focam, sobretudo, a análise dos insumos escolares, dado que estes são mais manipuláveis por ações de políticas públicas.

Para medir conjuntamente a associação entre os insumos individuais e escolares e o desempenho do aluno, tradicionalmente são utilizados os modelos multiníveis. Estes modelos também são chamados de hierárquicos por duas razões: em primeiro lugar, devido à estrutura dos dados em estudo (por exemplo, no caso dos dados educacionais, os alunos estão agrupados em escolas); em segundo lugar, pelo próprio desenho do modelo estatístico, que tem sua hierarquia ao estimar os parâmetros através de regressões intra-grupo no primeiro nível (aluno), controlados pelos hiper-parâmetros estimados no segundo nível (escola) (Gelman e Hill, 2008).

Uma das diferenças fundamentais entre os modelos hierárquicos e o modelo de regressão linear clássica é que o primeiro possibilita dividir a variância do desempenho do aluno na parcela que é atribuída às diferenças no desempenho intra-escola e na parcela atribuída às diferenças no desempenho entre as escolas. A partição da variância pode ser realizada ao estimar o modelo nulo ou incondicional conforme a equação abaixo:

$$Y_{ijt} = \beta_{0jt} + r_{ijt} \quad (6.1)$$

$$\beta_{0jt} = \gamma_{00t} + u_{jt} \quad (6.2)$$

A equação (6.1) corresponde ao modelo no nível 1, onde Y_{ijt} representa a variável-resposta do aluno i na escola j no período t e r_{ijt} representa o componente não-observado do aluno i na escola j no período t . O intercepto β_{0jt} é considerado como aleatório e isto significa que o valor esperado do desempenho escolar varia entre as unidades de nível 2. Assim, o intercepto pode ser modelado (esta é a outra diferença fundamental entre os modelos hierárquicos e o modelo de regressão linear clássica) e constitui-se a variável resposta da equação (6.2) que representa o modelo no nível 2. O intercepto é função de uma média geral, γ_{00t} , e de um termo de erro, u_{jt} , que representa o componente não-observado da escola j no período t . Supõe-se r_{ijt} e u_{jt} normalmente distribuídos, com média zero e variância constante, σ_r^2 e σ_u^2 , respectivamente.

A junção dessas duas equações produz um modelo misto, com efeitos fixos γ_{00t} e efeitos aleatórios u_{jt} e r_{ijt} , descrito conforme equação abaixo:

$$Y_{ijt} = \gamma_{00t} + u_{jt} + r_{ijt} \quad (6.3)$$

O modelo nulo assume que a variável resposta é formada por uma média geral (γ_{00t}), que no caso deste trabalho corresponde ao desempenho médio de todos os alunos brasileiros, acrescida de dois diferenciais. O primeiro (u_{jt}) decorre do fato do aluno freqüentar a escola j no ano t e o segundo (r_{ijt}) reflete as características do próprio aluno. O efeito de todas as covariáveis associadas ao desempenho do aluno e não incluídas no modelo nulo é computado nos termos de erro respectivos de cada nível.

No modelo hierárquico, são impostas as seguintes hipóteses a respeito dos erros:

- $r_{ijt} \mid X_{ijt}, \beta_{0jt} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_r^2)$
- $u_{jt} \mid Z_{jt} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$
- r_{ijt} é independente de u_{jt}

Esta primeira especificação é importante para se quantificar a contribuição de cada um dos níveis para a variação total das notas dos alunos. Portanto, o modelo nulo não explica a

variância de Y_{ijt} , mas a decomposição em duas partes independentes, a saber, variância do nível 1 (σ_r^2), também conhecida com variação intra-classe, e variância do nível 2 (σ_u^2), chamada de variação entre-grupos. Assim, a variância de Y_{ijt} pode ser descrita como:

$$Var(Y_{ijt}) = Var(u_{jt} + r_{ijt}) = \sigma_u^2 + \sigma_r^2 \quad (6.4)$$

A partição da variância possibilita estimar o coeficiente de correlação intra-classe, que é um parâmetro importante na análise hierárquica já que mostra qual a proporção da variância total da variável resposta é atribuída à variação entre as unidades de nível 2. O coeficiente de correlação intra-classe é expresso da seguinte forma (Raudenbush e Bryk, 2002):

$$\rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_r^2} \quad (6.5)$$

Desta forma, ρ pode ser interpretado como medindo o grau de dependência dos indivíduos pertencentes a uma mesma escola. Júdice e Soares (2008) introduzem uma nova interpretação para este coeficiente. Consideram-no como uma medida de heterogeneidade das escolas por se tratar de uma medida de grupo e não individual. Neste sentido, um aumento no coeficiente (que varia de 0 a 1) indica que há uma maior distinção no grupo de escolas, “cujas explicações residem nas características internas das escolas, seu alunado, seu projeto pedagógico, seus professores, etc.” (Júdice e Soares, p.394, 2008).

Dando seqüência à modelagem hierárquica, o próximo passo consiste em incorporar ao modelo de nível 1 as covariáveis relacionadas aos atributos do aluno (X_{ijt})⁶³. Assumindo-se que os efeitos de inclinação sejam constantes no nível 1 e apenas o intercepto varie entre as diferentes unidades de nível 2, o modelo mais completo tem a seguinte equação:

$$Y_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_{1t}X_{ijt} + r_{ijt} \quad (6.6)$$

⁶³ Para simplificar a formalização das equações, será considerada apenas uma covariável, embora o modelo possa ser expandido para k variáveis independentes.

$$\beta_{0jt} = \gamma_{00t} + u_{jt} \quad (6.7)$$

$$\beta_{1t} = \gamma_{10t} \quad (6.8)$$

Para cada variável introduzida no modelo de nível 1, existe uma equação de nível 2. Estas equações podem ou não incluir variáveis explicativas de nível 2, bem como um termo aleatório. No exemplo acima, considerou-se que o efeito de X_{ijt} é o mesmo em todas as escolas, isto é, o coeficiente de inclinação não varia entre as escolas e, portanto, seu efeito é fixo. Substituindo (6.7) e (6.8) em (6.6), a equação toma a seguinte estrutura:

$$Y_{ijt} = \gamma_{00t} + \gamma_{10t} X_{ijt} + u_{jt} + r_{ijt} \quad (6.9)$$

Com a introdução das variáveis explicativas de nível 1, espera-se que haja uma redução da variância deste nível, (σ_r^2) . Ademais, caso a composição dos alunos em cada escola quanto a essas variáveis explicativas não for idêntica, espera-se que haja também uma redução da variância de nível 2, (σ_u^2) . Nos estudos de educação, um exemplo é a variável de nível socioeconômico dos alunos, cuja composição não é igual entre as escolas. Neste caso, esta variável de nível 1 explica parte da variância entre as notas dos indivíduos e parte da variância entre a nota média das escolas.

O modelo representado pela equação (6.9) é chamado de modelo de variância não-condicional, pois não inclui nenhuma variável explicativa das escolas (unidades de nível 2). No entanto, o modelo hierárquico mais complexo assume que o intercepto⁶⁴ pode sofrer influência das características das unidades de nível 2, Z_{jt} . Este modelo é formalizado como se segue:

$$Y_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_{1t} X_{ijt} + r_{ijt} \quad , i = 1, \dots, M_j; j = 1, \dots, N \quad (6.10)$$

$$\beta_{0jt} = \gamma_{00t} + \gamma_{01t} Z_{jt} + u_{jt} \quad , j = 1, \dots, N \quad (6.11)$$

⁶⁴ É importante considerar que no modelo mais complexo, além do intercepto, os coeficientes de inclinação também podem ser considerados aleatórios e podem ser modelados com a inclusão das covariáveis de nível 2.

$$\beta_{1t} = \gamma_{10t} \quad (6.12)$$

É comum na literatura educacional o interesse em estimar coeficientes do primeiro nível livre dos efeitos do grupo, ou seja, livres dos efeitos contextuais que interferem nas estimativas dos efeitos individuais. Por exemplo, o efeito do nível socioeconômico do aluno sobre o seu desempenho depende, também, do nível socioeconômico médio dos alunos da escola. A estratégia utilizada para eliminar o efeito do grupo sobre o efeito do indivíduo é expressar as variáveis individuais como um desvio em relação à média do grupo, procedimento conhecido como centralização na média do grupo (Raudenbush e Bryk, 2002).

Ao centralizar as variáveis na média do grupo, o modelo hierárquico linear assume a seguinte estrutura:

$$Y_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_{1t}(X_{ijt} - \bar{X}_{jt}) + r_{ijt}, \quad i = 1, \dots, M_j; j = 1, \dots, N \quad (6.13)$$

$$\beta_{0jt} = \gamma_{00t} + \gamma_{01t}Z_{jt} + u_{jt}, \quad j = 1, \dots, N \quad (6.14)$$

$$\beta_{1t} = \gamma_{10t} \quad (6.15)$$

Substituindo (6.14) e (6.15) em (6.13), o modelo de dois níveis pode ser representado por uma única equação:

$$Y_{ijt} = \gamma_{00t} + \gamma_{01t}Z_{jt} + \gamma_{10t}(X_{ijt} - \bar{X}_{jt}) + \eta_{ijt}, \quad i = 1, \dots, M; j = 1, \dots, N \quad (6.16)$$

Onde $\eta_{ijt} = r_{ijt} + u_{jt}$.

Além de obter estimativas individuais intra-escola, este procedimento é aconselhável em uma análise hierárquica, na medida em que torna o intercepto interpretável (Raudenbush e Bryk, 2002). Este modelo é utilizado como referencial para as estratégias econométricas descritas nas próximas seções.

6.1.2 Decompondo o diferencial da proficiência escolar entre-escolas

Para identificar os efeitos composição, retorno e resíduo no nível macro, definido pelas unidades escolares, utilizamos apenas a variação entre as escolas. Neste caso, adotamos a

estratégia convencional da regressão na média como variável-resposta, conforme o seguinte modelo⁶⁵:

$$\bar{Y}_{jt_0} = \gamma_{00t_0} + \gamma_{01t_0} Z_{jt_0} + \gamma_{10t_0} \bar{X}_{jt_0} + \bar{\eta}_{jt_0} \quad (6.17)$$

Neste modelo, \bar{Y}_{jt_0} representa a proficiência média dos alunos da escola j no ano t_0 ; Z_{jt_0} representa as variáveis da escola j no ano t_0 (incluindo as variáveis dos professores, diretores, a infra-estrutura escolar, rede de ensino e localização geográfica); \bar{X}_{jt_0} representa a média das características individuais dos alunos da escola j no ano t_0 ; por fim, $\bar{\eta}_{jt_0}$ representa o termo de erro da escola j no ano t_0 . Formalmente, estas variáveis são definidas como:

$$\bullet \quad \bar{Y}_{jt_0} = \frac{1}{M_j} \sum_{i=1}^{M_j} Y_{ijt_0} \quad (6.17.1)$$

$$\bullet \quad \bar{X}_{jt_0} = \frac{1}{M_j} \sum_j^M X_{ijt_0} \quad (6.17.2)$$

$$\bullet \quad \bar{\eta}_{jt_0} = \frac{1}{M_j} \sum_{i=1}^{M_j} r_{ijt_0} + u_{jt_0} \quad (6.17.3)$$

Sendo M_j o número de alunos na escola j .

A modelagem da proficiência média da escola apresentada na equação (6.17) é similar à estrutura do segundo nível do modelo hierárquico expresso pela equação (6.14). Uma das diferenças entre os modelos (6.14) e (6.17) está no método utilizado para estimar o desempenho médio das escolas, variável utilizada como resposta em ambos os modelos. No caso da equação (6.17), a proficiência média escolar é obtida a partir de uma média

⁶⁵ É importante esclarecer que o objetivo inicial era fazer a decomposição utilizando o modelo hierárquico linear. Porém, chegamos à conclusão de que a estratégia adotada aqui (modelo de regressão linear clássico agregado para a escola) se tornou mais prática devido à inexistência de um método, bem como de rotinas computacionais, que decomponha, simultaneamente, ambos os níveis do modelo hierárquico. Ao comparar os coeficientes em ambos os métodos (Anexo 5), percebemos que eles são muito similares e isto valida os resultados da decomposição baseada na regressão linear clássica. Ademais, a opção pela utilização da escola como unidade de análise, ao invés do aluno, se justifica pela possibilidade de identificarmos o resíduo pertencente à escola.

aritmética simples das proficiências dos alunos dentro daquela escola (equação 6.17.1). No caso da equação (6.14) do modelo hierárquico, o intercepto aleatório (que corresponde às médias escolares) é uma média ponderada pela proficiência média da escola e pela proficiência média geral (Gelman e Hill, 2008), como definido pela equação (6.18):

$$\hat{\beta}_{0j} = \frac{\frac{n_j}{\sigma_r^2} \bar{y}_j + \frac{1}{\sigma_u^2} \bar{y}}{\frac{n_j}{\sigma_r^2} + \frac{1}{\sigma_u^2}} \quad (6.18)$$

Onde, n_j corresponde à amostra de alunos dentro da escola j ; σ_r^2 corresponde à variância do primeiro nível; σ_u^2 corresponde à variância do segundo nível; \bar{y}_j é igual à proficiência média da escola j ; e, por fim, \bar{y} é igual à proficiência média geral (média de todos os alunos da amostra). Portanto, percebemos que o intercepto aleatório no modelo hierárquico corresponde a uma média ponderada da proficiência média da escola e da proficiência média geral. Quanto maior o tamanho da amostra de alunos dentro de cada escola, mais a média estimada (intercepto) se aproxima da verdadeira média escolar. Quanto menor o tamanho da amostra de alunos dentro da escola, maior é a aproximação da média estimada (intercepto) em relação à média geral⁶⁶.

Outra diferença entre os dois modelos é a forma como são estimados os efeitos fixos (Raudenbush e Bryk, 2002). Os estimadores hierárquicos para os coeficientes do nível 2 podem ser entendidos como estimadores de mínimos quadrados ponderados:

$$\hat{\gamma}_{01} = \frac{\sum \Delta_j^{-1} (Z_j - \bar{Z}^*) (\bar{Y}_j - \bar{Y}^*)}{\sum \Delta_j^{-1} (Z_j - \bar{Z}^*)^2} \quad (6.19)$$

Onde Z_j é a variável da escola j (incluindo as características estritamente escolares e as características agregadas dos alunos); e \bar{Y}_j é a proficiência média da escola j .

⁶⁶ O Anexo 6 apresenta a diferença absoluta na proficiência média da escola calculada pela média aritmética simples (equação 6.17.1) e a proficiência média da escola estimada pelo modelo hierárquico (equação 6.18).

- $\bar{Z}^* = \sum \Delta_j^{-1} Z_j / \sum \Delta_j^{-1} =$ média geral da variável escolar (6.19.1)

- $\bar{Y}^* = \sum \Delta_j^{-1} Y_j / \sum \Delta_j^{-1} =$ média geral da proficiência escolar (6.19.2)

Os pesos são dados por:

$$\Delta_j = \text{var}(\bar{Y}_j) = \text{var}(u_{0j}) + \text{var}(\bar{r}_j) \quad (6.20)$$

Note que o primeiro parâmetro é constante em todas as unidades de nível 2. Portanto, variações em Δ_j dependerão de mudanças na variância de \bar{r}_j , que, por sua vez, depende do tamanho da amostra de alunos dentro das escolas, n_j (na suposição de homogeneidade de variância no nível 1, σ_r^2):

$$\text{var}(\bar{r}_j) = \sigma_r^2 / n_j \quad (6.21)$$

No modelo de regressão linear convencional, os estimadores de mínimos quadrados são estimados, como definido abaixo:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_j (Z_j - \bar{Z})(\bar{Y}_j - \bar{Y})}{\sum_j (Z_j - \bar{Z})^2} \quad (6.22)$$

Apesar desta diferença, Raudenbush e Bryk (2002) afirmam que ambos os estimadores são não-viesados. Porém, o estimador dos modelos hierárquicos é o mais eficiente. A diferença nos resultados obtida pelos dois estimadores dependerá da variabilidade do tamanho das amostras dentro das escolas, n_j . Como estamos particularmente interessados em coeficientes não-tendenciosos e consistentes, mas não necessariamente eficientes, consideramos que o estimador de mínimos quadrados ordinários nos garante estas propriedades.

Partindo da equação (6.17), assumimos que $\bar{\eta}_{jt}$ tem uma função de distribuição G_t e que q_{jt} representa o percentil da escola j nesta distribuição:

$$\bar{\eta}_{jt} = G_t^{-1}(q_{jt} | Z_{jt}, \bar{X}_{jt}) \quad (6.23)$$

Assim, podemos decompor a variação na proficiência média da escola nos três componentes propostos por Juhn *et al.* (1993), entre dois períodos: t_0 (referência) e t_1 (comparação). Supomos que a distribuição da proficiência média da escola j no ano t_1 possa ser reconstruída como:

$$\bar{Y}_{j t_1}^1 = \gamma_{00 t_0} + \gamma_{01 t_0} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_0} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_0}^{-1}(q_{j t_1} | Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \quad (6.24)$$

$$\bar{Y}_{j t_1}^2 = \gamma_{00 t_1} + \gamma_{01 t_1} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_1} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_0}^{-1}(q_{j t_1} | Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \quad (6.25)$$

$$\bar{Y}_{j t_1}^3 = \gamma_{00 t_1} + \gamma_{01 t_1} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_1} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_1}^{-1}(q_{j t_1} | Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \quad (6.26)$$

Com base nas três distribuições descritas acima, o cálculo dos efeitos composição (C), retorno (R) e resíduo (Rs) entre os períodos t_0 e t_1 podem ser calculados da seguinte forma:

$$C = \bar{Y}_{j t_1}^1 - \bar{Y}_{j t_0} = \left[\gamma_{00 t_0} + \gamma_{01 t_0} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_0} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_0}^{-1}(q_{j t_1} / Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \right] - \left[\gamma_{00 t_0} + \gamma_{01 t_0} Z_{j t_0} + \gamma_{10 t_0} \bar{X}_{j t_0} + G_{t_0}^{-1}(q_{j t_0} / Z_{j t_0}, \bar{X}_{j t_0}) \right] \quad (6.27)$$

$$R = \bar{Y}_{j t_1}^2 - \bar{Y}_{j t_1}^1 = \left[\gamma_{00 t_1} + \gamma_{01 t_1} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_1} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_0}^{-1}(q_{j t_1} / Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \right] - \left[\gamma_{00 t_0} + \gamma_{01 t_0} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_0} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_0}^{-1}(q_{j t_1} / Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \right] \quad (6.28)$$

$$Rs = \bar{Y}_{j t_1}^3 - \bar{Y}_{j t_1}^2 = \left[\gamma_{00 t_1} + \gamma_{01 t_1} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_1} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_1}^{-1}(q_{j t_1} / Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \right] - \left[\gamma_{00 t_1} + \gamma_{01 t_1} Z_{j t_1} + \gamma_{10 t_1} \bar{X}_{j t_1} + G_{t_0}^{-1}(q_{j t_1} / Z_{j t_1}, \bar{X}_{j t_1}) \right] \quad (6.29)$$

Com as equações (6.26), (6.27) e (6.28), torna-se possível estimar o efeito de variações nas características das escolas (efeito composição escolar), na taxa de retorno destas características (efeito retorno escolar) e na heterogeneidade não-observada da escola (efeito resíduo escolar) sobre as variações na proficiência média da escola ao longo dos anos⁶⁷.

⁶⁷ Para implementar empiricamente as decomposições formalizadas neste capítulo, seguimos os mesmos passos apresentados no capítulo 5. Utilizamos o pacote estatístico *Stata* e os comandos *oaxaca* e *jmpierce* para elaborar as decomposições das diferenças na média e nos percentis. Para decompor nas medidas de diferença – 90-10, 90-50 e 50-10

Muitos estudos mostram que a variância explicada do desempenho escolar é pequena (situa-se em torno de 20-35%, dependendo da série escolar e disciplina avaliada) mesmo após a inclusão das variáveis importantes dos alunos e das escolas (Pichetti *et al.*, 2008). Este resultado sugere que outros aspectos não captados pelos pesquisadores podem influenciar o desempenho escolar. No caso específico das escolas, há controvérsias sobre os fatores escolares de eficácia escolar e os autores concordam sobre a importância de insumos não mensuráveis como possíveis explicações para a baixa variância explicada. Podemos citar como exemplo, didática, dedicação e paciência do professor, eficácia dos métodos de ensino, competência do diretor da escola, ensino estruturado, entre outros. Portanto, identificar e medir a contribuição da heterogeneidade não observada das escolas é considerado como um importante exercício metodológico.

6.1.3 Decompondo o diferencial da proficiência escolar intraescola

Nesta etapa, estamos interessados em utilizar a variação dentro das escolas para decompor a proficiência do aluno livre dos efeitos médios da escola. Para tanto, a estratégia utilizada foi transformar as variáveis como desvios em relação à média do grupo de alunos de uma mesma escola. Assim, o modelo passa a ser expresso da seguinte forma:

$$Y_{ijt_0} - \bar{Y}_{jt_0} = \beta_{1t_0} (X_{ijt_0} - \bar{X}_{jt_0}) + (\eta_{ijt_0} - \bar{\eta}_{jt_0}) \quad (6.30)$$

– e incluir a decomposição do componente não-observável no que chamamos de “efeito composição não-observável” e “efeito retorno não-observável”, construímos a nossa própria rotina. Para tanto, estimamos as regressões pelo método dos mínimos quadrados ordinários, nos moldes da equação (6.17), com o uso do peso amostral e com o ajuste do erro-padrão pela correlação intra-grupo. Foram estimadas cinco regressões, uma para cada ciclo do SAEB: 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005. Os resultados das regressões estão no Anexo 5 (Modelo 2). Com base nos resíduos obtidos por essas regressões, ordenamos os seus valores em ordem crescente e dividimos o seu suporte em 500 partições. Para cada uma das 500 partições, calculamos a média do resíduo e as mesmas foram utilizadas como uma aproximação discretizada do termo de erro. Reconstruímos o desempenho escolar médio de cada escola utilizando esta discretização. Para comparar a distribuição dos resíduos observados e discretizados, bem como a distribuição da proficiência média de cada escola observada e discretizada, ver Anexo 7.

Os coeficientes são estimados regredindo as diferenças de proficiência dos alunos da mesma escola nas diferenças observadas das suas condições individuais e familiares em relação à média dessas características dos alunos da escola. Esses coeficientes são obtidos pelo método dos mínimos quadrados ordinários e equivalem aos coeficientes estimados pelos modelos hierárquicos lineares no nível micro (alunos) com variáveis centralizadas na média do grupo (conforme apresentado pela equação 6.13).

Suponha que $\eta_{ijt} - \bar{\eta}_{jt}$ tenha uma função de distribuição H_t , e que h_{jt} represente o percentil da escola j nesta distribuição. Neste caso:

$$\eta_{ijt} - \bar{\eta}_{jt} = F_t^{-1}(h_{jt} | X_{ijt}, \bar{X}_{jt}) \quad (6.29)$$

Assim, podemos decompor a proficiência intra-escola usando a metodologia proposta por Junh, Murphy e Pierce (1993). Formalmente, a proficiência relativa entre o ano t_1 e o ano t_0 pode ser decomposta como se segue:

Efeito composição intra-escola (equação 6.30):

$$C^{int ra} = (Y_{ijt_1}^1 - \bar{Y}_{jt_1}^1) - (Y_{ijt_0}^1 - \bar{Y}_{jt_0}^1) = [\beta_{t_0}(X_{ijt_1} - \bar{X}_{jt_1}) + H_{t_0}^{-1}(h_{jt_1} / X_{ijt_1}, \bar{X}_{jt_1})] - [\beta_{t_0}(X_{ijt_0} - \bar{X}_{jt_0}) + H_{t_0}^{-1}(h_{jt_0} / X_{ijt_0}, \bar{X}_{jt_0})]$$

Efeito retorno intra-escola (equação 6.31):

$$R^{int ra} = (Y_{ijt_1}^2 - \bar{Y}_{jt_1}^2) - (Y_{ijt_1}^1 - \bar{Y}_{jt_1}^1) = [\beta_{t_1}(X_{ijt_1} - \bar{X}_{jt_1}) + H_{t_1}^{-1}(h_{jt_1} / X_{ijt_1}, \bar{X}_{jt_1})] - [\beta_{t_0}(X_{ijt_1} - \bar{X}_{jt_1}) + H_{t_0}^{-1}(h_{jt_1} / X_{ijt_1}, \bar{X}_{jt_1})]$$

Efeito resíduo intra-escola (equação 6.32):

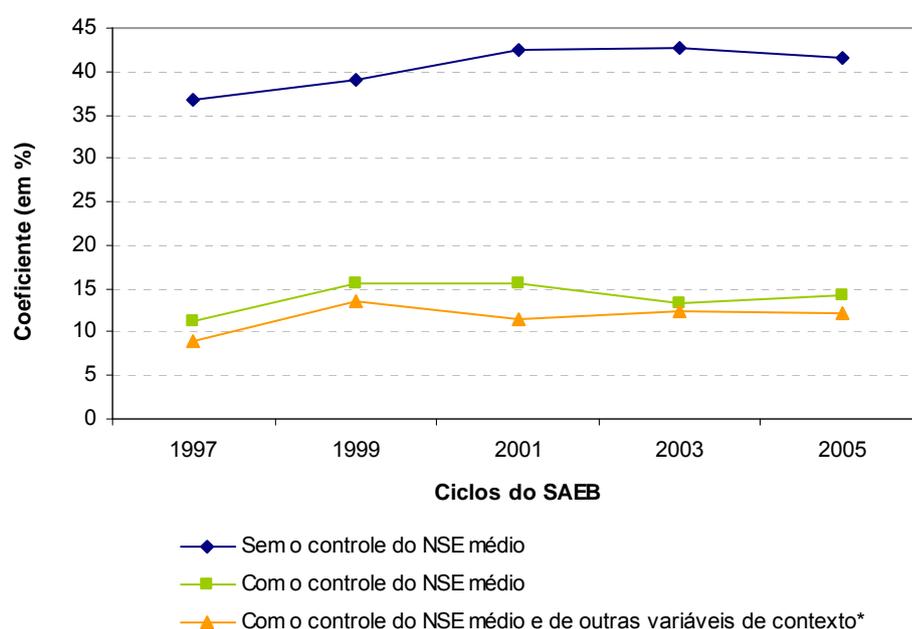
$$RS^{int ra} = (Y_{ijt_1}^3 - \bar{Y}_{jt_1}^3) - (Y_{ijt_1}^2 - \bar{Y}_{jt_1}^2) = [\beta_{t_1}(X_{ijt_1} - \bar{X}_{jt_1}) + H_{t_1}^{-1}(h_{jt_1} / X_{ijt_1}, \bar{X}_{jt_1})] - [\beta_{t_1}(X_{ijt_1} - \bar{X}_{jt_1}) + H_{t_0}^{-1}(h_{jt_1} / X_{ijt_1}, \bar{X}_{jt_1})]$$

6.2 Resultados

6.2.1 Decomposição da variância do modelo hierárquico linear

Para conhecermos o percentual da variação no desempenho escolar dos alunos que é atribuído à variação entre as escolas, estimamos o coeficiente de correlação intra-classe (equação 6.5), cujos resultados são reportados no GRAF. 11:

GRÁFICO 11 - Coeficiente de correlação intra-classe, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: * proporção de alunos do sexo feminino; proporção de alunos da cor parda; proporção de alunos da cor preta; proporção de alunos que não fazem dever de casa; proporção de alunos com defasagem idade-série; proporção de alunos que não residem com ambos os pais. Estas variáveis foram incluídas para manter a similaridade do modelo do nível macro (escola) com o nível micro (aluno) apresentado no capítulo 5.

Como pode ser visto, há três medidas deste coeficiente. A primeira medida – e a que apresenta os valores mais elevados – foi obtida sem o controle prévio do nível socioeconômico médio dos alunos. Nesta, os valores dos coeficientes variam entre 35% e 45%, dependendo do ano de avaliação do SAEB. Isto significa que 35% a 45% da variação nos resultados dos alunos nos testes padronizados de conhecimento podem ser explicados por variáveis medidas no âmbito escolar, sejam elas de contexto ou associadas às políticas e práticas internas da escola. É um valor elevado quando comparado aos estudos internacionais. Por exemplo, Teddlie e Stringfield (2007) mostram que nos Estados Unidos e na Inglaterra os estudos evidenciam valores no intervalo de 8 a 16%. Teddlie e Reynolds

(2000) *apud* Júdice e Soares (2008) mostram que nas escolas da Holanda esses valores variam entre 11 e 12%, na Alemanha atinge o valor de 12% e nos Estados Unidos o valor de 10%.

No Brasil, os coeficientes de correlação intra-classe com magnitude semelhante àqueles encontrados nos países mais desenvolvidos são obtidos após o controle pelo nível socioeconômico médio dos estudantes, conforme mostra a segunda medida do coeficiente apresentada no GRAF. 11. Nesta medida, os coeficientes assumem valores entre 10% e 16%. Apesar desta similaridade, Júdice e Soares (2008) ressaltam que a baixa heterogeneidade das escolas nos países mais desenvolvidos é alcançada com níveis altos de desempenho escolar dos alunos, diferentemente do Brasil, onde a baixa heterogeneidade ocorre em um contexto de baixo desempenho escolar.

A terceira medida do coeficiente de correlação intra-classe foi estimada após o controle de todas as características agregadas dos alunos de uma mesma escola. Portanto, incorporamos ao modelo, além do nível socioeconômico médio, outras variáveis relacionadas à composição sócio-demográfica do público escolar como: a proporção de alunos da cor preta e parda, a proporção de alunos do sexo feminino, a proporção de alunos com defasagem idade-série, a proporção de alunos que não fazem dever de casa e a proporção de alunos que não residem com ambos os pais. A inclusão destas variáveis é justificada pela estratégia de manter a similaridade entre os modelos micro (aluno) e macro (escola). Observamos que a redução do coeficiente é muito pequena (o mesmo passa a variar entre 9 e 13%), quando comparada à redução obtida após o controle apenas do nível socioeconômico médio. Esta medida mostra que o nível socioeconômico médio é a característica que mais discrimina o desempenho dos alunos, pois mesmo incluindo outras variáveis de contexto, há uma pequena redução da heterogeneidade das escolas.

Os resultados do coeficiente de correlação intra-classe mostram que a heterogeneidade entre as escolas brasileiras é elevada e explicada, em grande parte, pela estratificação socioeconômica. Quando consideramos o controle da posição socioeconômica média do estudante, a heterogeneidade se reduz e se aproxima daquela observada nos países mais desenvolvidos. No entanto, a parcela remanescente do coeficiente parece mostrar que as escolas diferem em outros aspectos que podem ser atribuídos às políticas e práticas internas dos sistemas educativos.

6.2.2 Decomposição da variação do desempenho entre-escolas

6.2.2.1 Decomposição na média

O primeiro exercício de decomposição foi elaborado na diferença da proficiência média da escola, entre dois pontos no tempo, e os resultados são apresentados na TAB. 13. É necessário lembrar que o ano de referência utilizado em todas as análises corresponde ao ciclo do SAEB de 1997. Os anos de comparação correspondem aos ciclos posteriores: 1999, 2001, 2003 e 2005. Para relembrar como os efeitos composição e retorno foram calculados, inserimos as fórmulas na tabela.

TABELA 13 – Decomposição da variação do desempenho escolar na média, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005 (escola)

Componentes da decomposição	Ciclos do SAEB							
	1999-1997		2001-1997		2003-1997		2005-1997	
A: Desempenho médio do ano de comparação (t_1)	184,76		182,60		184,95		188,09	
B: Desempenho médio do ano de referência ($t_0 = 1997$)	192,32		192,32		192,32		192,32	
Diferença total (A - B)	-7,56	100	-9,72	100	-7,37	100	-4,23	100
Efeito composição total $\sum (\bar{X}_{t1} - \bar{X}_{t0}) \beta_{t0}$	-7,58	100,30	-0,34	3,48	5,97	-81,01	4,43	-104,78
Proporção de alunos do sexo feminino	0,10	▲ -1,37	-0,02	▼ 0,21	0,02	▼ -0,31	0,01	▼ -0,14
Proporção de alunos pardos	0,16	▲ -2,16	0,52	▲ -5,33	-0,43	▼ 5,89	-0,18	▼ 4,29
Proporção de alunos pretos	-0,66	▼ 8,71	-0,54	▼ 5,60	-0,48	▼ 6,45	-0,72	▼ 16,93
Proporção de alunos que não reside com ambos os pais	-0,09	▼ 1,13	-0,29	▼ 2,99	-0,21	▼ 2,90	-0,25	▼ 5,88
Proporção de alunos que não faz lição de casa	0,24	▲ -3,22	-1,37	▼ 14,10	3,42	▲ -46,34	1,96	▲ -46,37
Proporção de alunos com defasagem idade-série	-0,06	▼ 0,79	1,34	▲ -13,79	0,84	▲ -11,35	1,32	▲ -31,32
Nível socioeconômico médio	-6,61	▼ 87,44	-0,21	▼ 2,19	1,94	▲ -26,29	2,07	▲ -48,89
Escola Estadual	1,05	▲ -13,87	1,25	▲ -12,84	1,41	▲ -19,12	1,15	▲ -27,28
Escola Municipal	-0,54	▼ 7,19	-0,73	▼ 7,52	-0,90	▼ 12,24	-1,16	▼ 27,39
Infra-estrutura escolar	0,14	▲ -1,83	0,61	▲ -6,26	0,53	▲ -7,25	0,53	▲ -12,47
Qualidade do professor	-0,12	▼ 1,57	0,31	▲ -3,24	0,86	▲ -11,67	1,04	▲ -24,65
Qualidade do diretor	0,19	▲ -2,50	0,01	▲ -0,09	0,02	▲ -0,30	-0,56	▼ 13,28
Escola da região Nordeste	-0,93	▼ 12,33	-0,92	▼ 9,43	-0,89	▼ 12,00	-0,35	▼ 8,17
Escola da região Norte	0,06	▲ -0,78	0,06	▲ -0,57	0,07	▲ -1,00	0,01	▲ -0,24
Escola da região Centro-Oeste	-0,02	▼ 0,31	-0,02	▼ 0,25	-0,02	▼ 0,23	-0,01	▼ 0,15
Escola da região Sul	-0,14	▼ 1,88	-0,10	▼ 1,03	-0,11	▼ 1,51	-0,11	▼ 2,56
Dados ausentes	-0,35	▼ 4,69	-0,22	▼ 2,28	-0,10	▼ 1,39	-0,34	▼ 7,93
Efeito retorno $\sum (\beta_{t1} - \beta_{t0}) \bar{X}_{t1}$	0,02	▲ -0,30	-9,38	▼ 96,53	-13,34	▼ 181,01	-8,66	▼ 204,78
Proporção de alunos do sexo feminino	1,77	▲ -23,46	1,94	▲ -19,99	1,99	▲ -27,02	4,44	▲ -104,98
Proporção de alunos pardos	2,96	▲ -39,20	3,73	▲ -38,36	1,54	▲ -20,96	3,46	▼ -81,87
Proporção de alunos pretos	-0,71	▼ 9,41	0,76	▲ -7,85	0,86	▲ -11,60	0,34	▼ -7,94
Proporção de alunos que não reside com ambos os pais	0,32	▲ -4,30	-3,63	▼ 37,32	1,45	▲ -19,65	-1,15	▲ 27,21
Proporção de alunos que não faz lição de casa	2,22	▲ -29,34	-1,63	▼ 16,77	-0,41	▼ 5,60	-0,36	▼ 8,52
Proporção de alunos com defasagem idade-série	2,07	▲ -27,43	1,17	▲ -12,01	1,85	▲ -25,15	-0,08	▲ 1,98
Nível socioeconômico médio	-45,96	▼ 608,03	-27,93	▼ 287,33	-33,76	▼ 457,97	-36,31	▼ 858,57
Escola Estadual	-4,39	▼ 58,06	-1,53	▼ 15,71	-2,72	▼ 36,94	-3,81	▼ 90,14
Escola Municipal	-3,43	▼ 45,34	-2,06	▼ 21,19	-4,89	▼ 66,32	-5,51	▼ 130,31
Infra-estrutura escolar	11,06	▲ -146,37	1,65	▲ -16,96	1,20	▲ -16,27	-4,55	▼ 107,59
Qualidade do professor	-0,99	▼ 13,10	-1,58	▼ 16,23	-1,13	▼ 15,30	-1,32	▼ 31,21
Qualidade do diretor	0,73	▲ -9,67	1,27	▲ -13,03	0,09	▲ -1,15	1,00	▲ -23,67
Escola da região Nordeste	0,73	▲ -9,64	1,35	▲ -13,89	0,07	▲ -0,89	-1,74	▼ 41,16
Escola da região Norte	0,46	▲ -6,05	0,28	▲ -2,90	0,09	▲ -1,19	0,00	- 0,05
Escola da região Centro-Oeste	0,07	▲ -0,96	0,00	▲ -0,03	-0,32	▼ 4,31	-0,43	▼ 10,14
Escola da região Sul	0,40	▲ -5,27	0,49	▲ -4,99	0,35	▲ -4,70	0,57	▲ -13,52
Intercepto	32,62	▲ -431,55	16,12	▲ -165,86	20,54	▲ -278,62	37,04	▲ -875,70
Dados ausentes	0,07	▼ -0,98	0,21	▲ -2,17	-0,13	▼ 1,77	-0,24	▲ 5,60

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Notas: 1) os valores em % indicam a contribuição de cada um dos componentes para a diferença total no desempenho escolar entre os períodos.

2) a diferença é calculada subtraindo-se do desempenho médio do ano de comparação o desempenho médio do ano de referência.

3) o símbolo ▲ indica que o componente contribuiu para aumentar o desempenho médio no ano de comparação e, portanto, para reduzir o diferencial de médias.

4) o símbolo ▼ indica que o componente contribuiu para reduzir o desempenho médio do ano de comparação e, portanto, para aumentar o diferencial de médias.

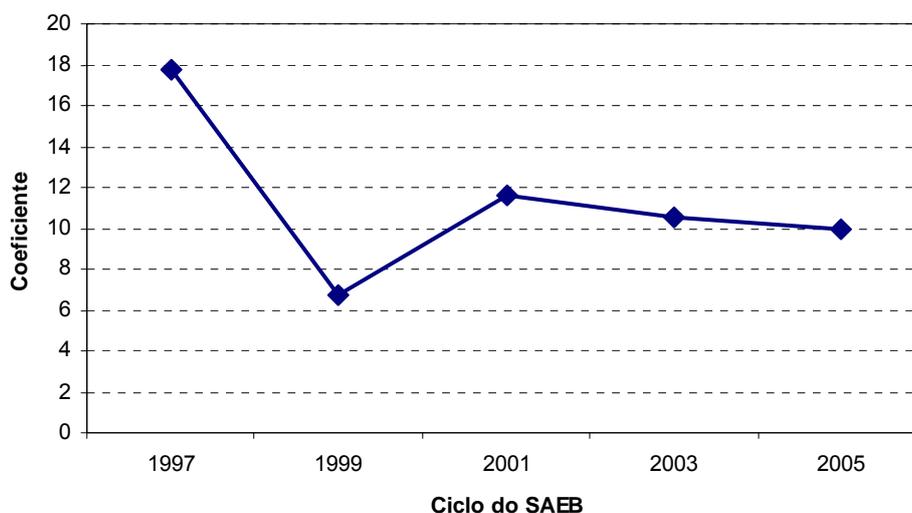
O primeiro resultado a ser analisado na TAB. 13 refere-se à diferença na média do desempenho escolar entre o ano de referência e os anos de comparação. Percebemos que a diferença entre as médias escolares é negativa em todos os períodos e isto nos mostra que o melhor desempenho médio das escolas foi alcançado do ano de 1997. Este resultado reflete a tendência observada no capítulo 5, quando analisamos o desempenho médio dos alunos.

Em relação ao efeito composição, percebemos que o seu efeito negativo é acentuado entre os anos de 1997 e 1999 (assume um valor de -7,58) e é capaz de explicar a diferença total nas médias neste período. O efeito composição do nível socioeconômico médio dos alunos se destaca dentre os demais, pois contribui em 87% para o declínio total das médias no período. Este resultado mostra que ao final da década de 1990, exatamente no período onde houve o maior incremento no número de alunos matriculados no sistema de ensino, a mudança no perfil socioeconômico médio dos alunos foi um dos fatores que influenciou a piora no desempenho médio das escolas.

Na decomposição elaborada no período seguinte, 1997-2001, percebemos que a magnitude do efeito composição do nível socioeconômico se reduz e, nos dois últimos períodos, 1997-2003 e 1997-2005, este componente passa a ter um sinal positivo e a colaborar para a redução do diferencial de médias. Como foi mostrado na TAB. 7 (capítulo 3), a piora relativa no nível socioeconômico médio dos alunos avaliados na 4ª série do ensino fundamental ocorreu apenas em 1999. Nos anos seguintes, as novas coortes de alunos que compõem esta modalidade de ensino apresentaram uma recuperação nesta medida, fato que contribuiu para a melhoria nos resultados educacionais médios dos alunos nos testes padronizados de conhecimento.

Apesar desta melhoria no índice socioeconômico, constatamos, pelos resultados da TAB. 13, que o diferencial de médias permaneceu negativo nos demais períodos: 1997-2001 (-9,72), 1997-2003 (-7,37) e 1997-2005 (-4,23). Este diferencial negativo é completamente explicado pelo efeito retorno, ou seja, pelas variações temporais nos coeficientes das regressões, em especial, o coeficiente atrelado ao nível socioeconômico médio. Para conhecermos a variação deste parâmetro, apresentamos os seus resultados no GRAF. 12:

GRÁFICO 12 – Evolução temporal do coeficiente do nível socioeconômico médio dos alunos, matemática, 4ª série do ensino fundamental, 1997 a 2005



Fonte: TABs., 19, 20, 21, 23 e 23, Modelo 3, Anexo 5.

A análise gráfica nos mostra que não há tendência clara na evolução temporal deste coeficiente, pois percebemos uma grande queda em sua magnitude no ano de 1999, um moderado aumento em 2001 e, nos anos seguintes, reduções pequenas no valor deste parâmetro. Porém, considerando que a nossa análise é baseada na comparação como o ano de 1997, adotado como referência, podemos dizer que a qualidade das escolas (medida pelo desempenho médio de seus alunos) tornou-se menos sensível à composição socioeconômica de seu alunado.

Neste sentido, a variação negativa no coeficiente do nível socioeconômico colaborou para reduzir o desempenho médio das escolas nos anos de comparação e, portanto, para elevar o diferencial de médias entre os períodos. Este resultado pode ser visto na TAB. 13, uma vez que o efeito retorno do nível socioeconômico apresenta um sinal negativo nos quatro períodos analisados.

Na tentativa de explicar esta mudança na relação entre o desempenho das escolas e a composição socioeconômica de seu alunado, podemos pensar na hipótese de um “efeito de pares” negativo, isto é, a entrada de alunos no sistema de ensino aumentou a heterogeneidade das turmas e reduziu a qualidade dos pares (colegas), no tocante ao talento cognitivo e ao comportamento em sala de aula, por exemplo. A externalidade gerada pelo convívio entre os colegas é positiva quando um aluno com menor capacidade cognitiva é

estimulado pelos colegas mais talentosos. Porém, o inverso também pode ocorrer, quando colegas menos habilidosos reduzem o desempenho de um determinado aluno. Na literatura, podemos citar o estudo de Pinto (2007), onde a autora constata, com base nos dados do SAEB de 2003, que há um efeito par negativo em turmas onde a qualidade do aluno é baixa.

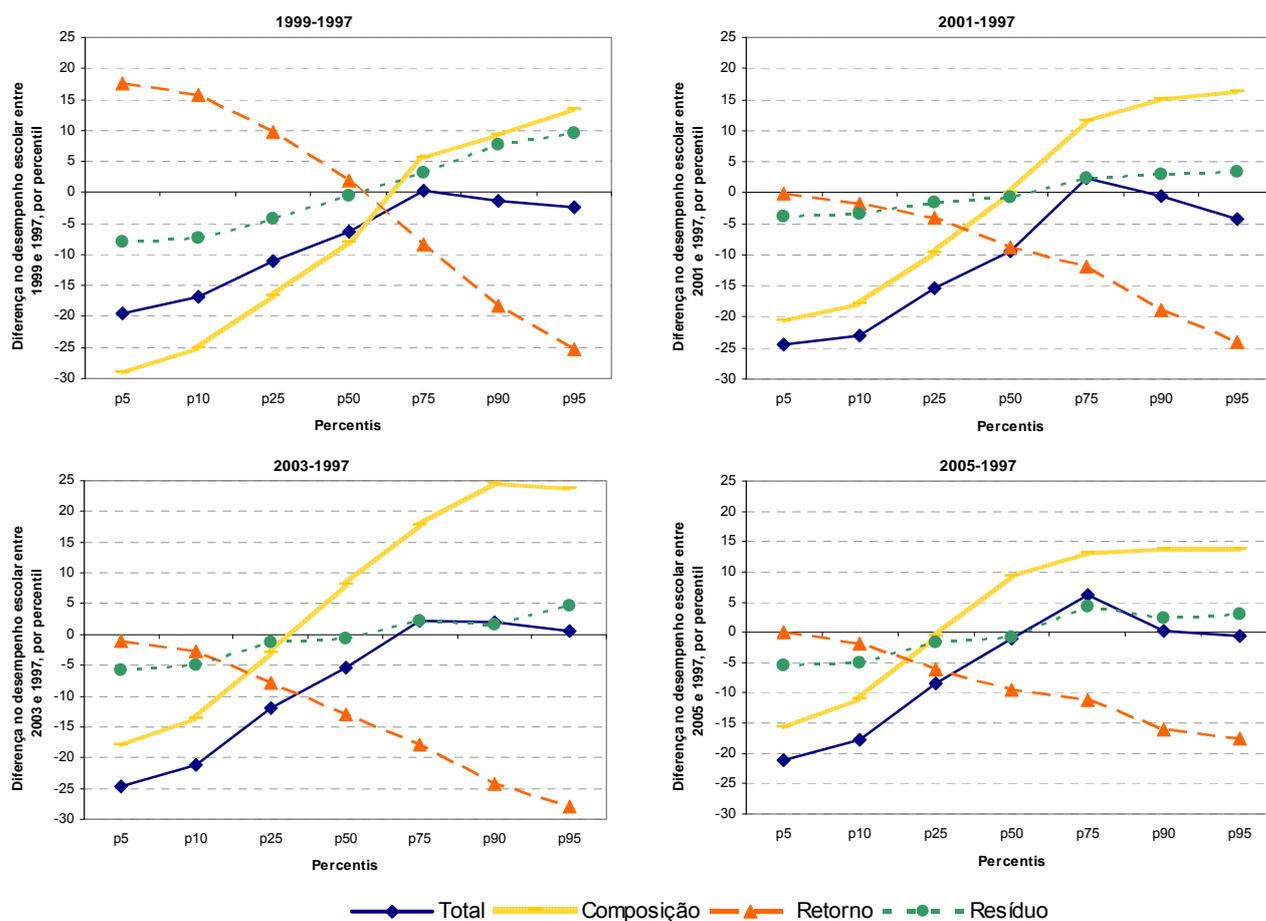
O aumento na heterogeneidade dos estudantes também pode ter um reflexo nas práticas pedagógicas adotadas em sala de aula, na medida em que o aumento na representatividade de alunos com maiores dificuldades de aprendizado pode tornar o ritmo das aulas mais lento e comprometer o aprendizado do conjunto de alunos. Na literatura, um exemplo deste efeito foi relatado no estudo de Machado *et al.* (2008), onde o foco foi dado sobre as diferenças de idade dentro das turmas. Os autores constataram uma relação inversa entre a heterogeneidade etária dentro das turmas e a proficiência individual. Como explicação, sugerem que a dispersão etária das turmas tende a dificultar a implantação de projetos comuns de aprendizado dada a diversidade de interesses entre os alunos.

Relativamente à magnitude dos efeitos composição e retorno do nível socioeconômico médio, os atributos escolares (infra-estrutura, qualidade dos professores e diretores) tiveram pequena contribuição para a variação nas médias, tanto em termos da variação na dotação desses atributos (efeito composição), quanto em termos da variação em sua taxa de retorno (efeito retorno). Este resultado corrobora o que é encontrado na literatura, referente ao baixo efeito dessas variáveis quando comparado ao efeito da composição socioeconômica dos estudantes.

6.2.2.2 Decomposição na distribuição

Na seção acima, interpretamos os resultados da decomposição na diferença do desempenho médio das escolas. Nesta seção, apresentamos os resultados da decomposição do diferencial em alguns segmentos da distribuição do desempenho das escolas. Como já mencionado anteriormente, a decomposição na distribuição inclui também o efeito resíduo, uma vez que os mesmos são supostamente nulos na média, mas diferente de zero nos quantis. A FIG. 9 apresenta os resultados.

FIGURA 9 – Decomposição da variação no desempenho escolar na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola)



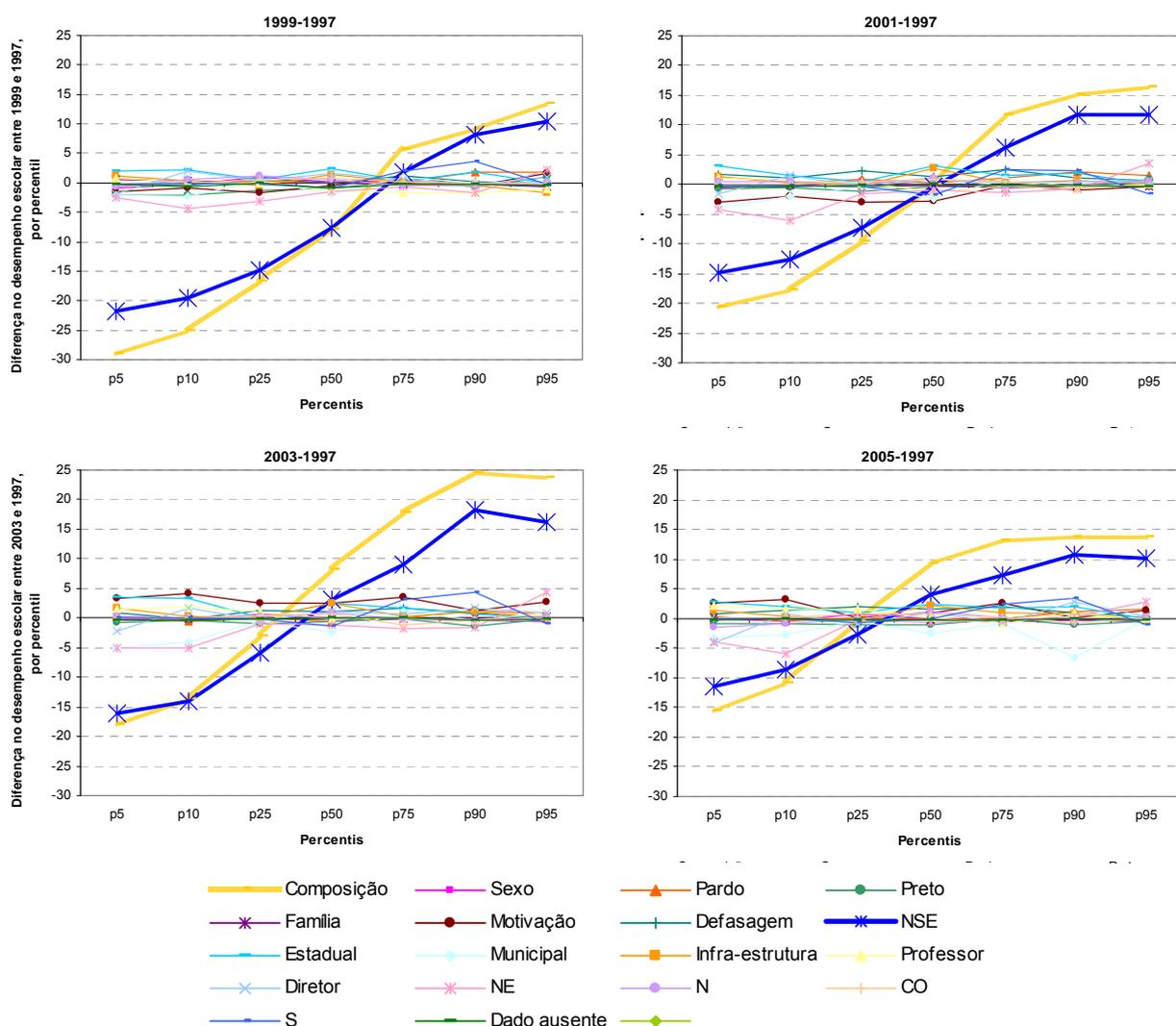
Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Os gráficos apresentados na FIG. 9 nos mostram que nos quatro intervalos de tempo analisados, a diferença total no desempenho das escolas foi negativa nos percentis abaixo da mediana, inclusive nesta. Isto significa que as escolas com menor qualidade (em termos do desempenho alcançado pelos seus alunos), situadas nos primeiros segmentos da distribuição, tiveram uma queda acentuada nos resultados médios de seus alunos nos exames de proficiência. Por outro lado, as escolas com melhor qualidade, localizadas nos percentis 75, 90 e 95, não sofreram grandes variações nas médias de desempenho escolar alcançadas pelo seu alunado.

A decomposição das diferenças do desempenho das escolas ao longo da distribuição nos mostra que as mudanças nas dotações dos atributos escolares e características médias dos alunos atuaram no sentido de piorar o desempenho médio das escolas com resultados educacionais mais baixos (situadas abaixo da mediana) e melhorar o resultado educacional

das escolas de melhor qualidade (situadas acima da mediana). Quando separamos o efeito de cada uma das variáveis que compõem o efeito composição total, percebemos que o nível socioeconômico médio é o principal componente, como pode ser visto na FIG. 10. Pelo desenho das curvas, “composição” e “NSE”, fica clara a correspondência entre o efeito composição total e o efeito composição do nível socioeconômico médio das escolas.

FIGURA 10 - Efeito composição na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola)



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

No caso do efeito retorno da distribuição (FIG. 9), observamos que o mesmo é caracterizado por uma curva com inclinação negativa. Sabemos, pelos resultados da TAB.13, que os principais componentes deste efeito são: o nível socioeconômico e o intercepto. Como o efeito do intercepto é constante ao longo da distribuição, podemos

inferir que a inclinação da curva do efeito retorno é explicada pelo efeito retorno do nível socioeconômico. Dado que a sensibilidade do desempenho das escolas ao nível socioeconômico médio se reduziu, a perda na “produtividade” do nível socioeconômico médio tende a ser maior para aquelas escolas que apresentam maior dotação deste insumo. Assim, o efeito retorno do nível socioeconômico tende a ser mais negativo para as escolas com maiores dotações deste insumo e, portanto, com melhores médias. Neste sentido, a redução do coeficiente do nível socioeconômico tende a ter um efeito equalizador do desempenho médio, contribuindo, portanto, para reduzir a desigualdade entre as escolas. Porém, é importante ressaltar que a redução da desigualdade ocorre em um contexto de menor qualidade média do sistema. O ideal seria que a redução na desigualdade viesse acompanhada de um aumento na qualidade do ensino.

No que tange ao efeito resíduo (FIG. 9), podemos notar que o seu efeito sobre as variações na proficiência média em cada percentil é pequeno, relativamente ao efeito composição e retorno, e que este componente apresenta maior impacto no período de 1997-1999. Como é sabido, este componente capta as alterações na variabilidade entre as escolas não explicadas pelas variáveis explicativas definidas neste nível incluídas na análise.

Na tentativa de explicar o resultado atrelado ao efeito resíduo, levantamos algumas hipóteses. Conforme discutido na revisão da literatura, existem atributos escolares não-observáveis que afetam a qualidade da instituição escolar. Hanushek (1986), por exemplo, cita aspectos relacionados à didática, paciência e motivação dos professores em sala de aula. Bogotch (2007) e Madaus (2008) citam variáveis relacionadas aos processos internos da escola, como a forma de utilização dos recursos pedagógicos e físicos – biblioteca, computadores, livros didáticos, ambientes de recreação, entre outros. Embora estas variáveis não-observáveis sejam consideradas importantes para o melhor resultado educacional dos sistemas de ensino, é razoável supor que as mesmas não se alteram em um curto espaço de tempo. Neste caso, o efeito temporal destes atributos para a variação na proficiência das escolas entre 1997 e os demais anos seria pequeno ou inexistente.

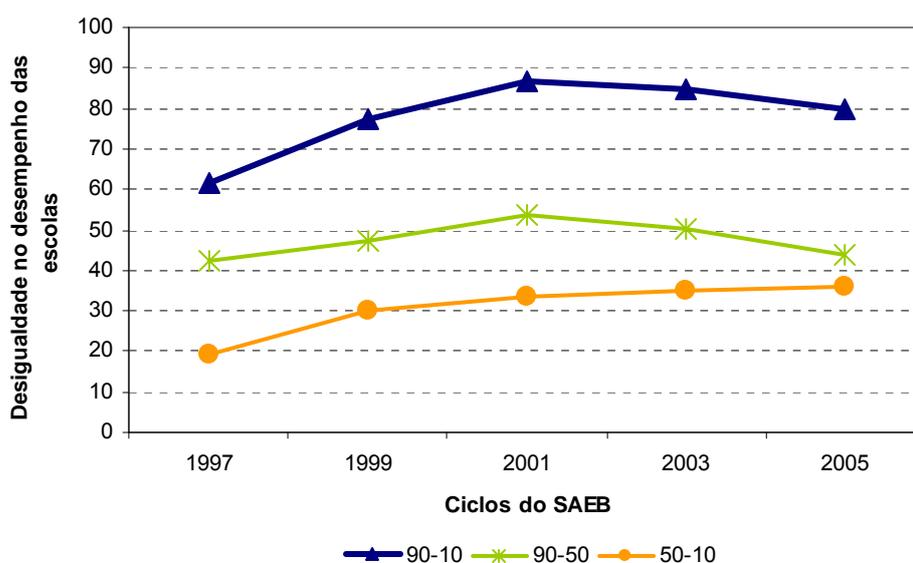
Além desses atributos escolares, é preciso considerar que variáveis não-observadas relacionadas ao contexto escolar ou à composição do alunado também podem influenciar a qualidade das escolas. Como exemplo, podemos citar aspectos relacionados à indisciplina dos alunos, à diversidade de interesses dentro da sala de aula, entre outros. Estes aspectos, por sua vez, podem ter se alterado e se intensificado devido à expansão do sistema de

ensino e recomposição do público escolar. Como a expansão foi mais acentuada entre 1997 e 1999, as mudanças nas características não-observáveis relacionadas à qualidade do alunado poderiam explicar o fato de o efeito resíduo ter sido mais expressivo no período de 1997-1999, quando comparado aos outros intervalos analisados.

6.2.2.3 Decomposição nas medidas de diferença: 90-10, 90-50, 50-10

Além da decomposição da variação na média e na distribuição do desempenho das escolas, elaboramos também a decomposição na variação de três medidas de diferença: 90-10, 90-50 e 50-10⁶⁸. O GRAF. 13 nos mostra a evolução temporal destas três medidas.

GRÁFICO 13 – Evolução temporal das medidas de desigualdade das escolas, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Comparativamente ao ano de 1997, percebemos que a diferença entre os percentis se elevou se elevou nas três medidas analisadas. Porém, a diferença 50-10 manteve-se na tendência de alta ao longo de todos os anos.

⁶⁸ Estas medidas foram escolhidas para manter o mesmo padrão do capítulo anterior e por nos fornecer informações tanto do hiato de desempenho entre as piores e melhores escolas, quanto das escolas localizadas acima e abaixo da mediana.

A variação nas diferenças de desempenho entre os percentis foi decomposta nos efeitos composição, retorno e resíduo e os resultados estão expressos na TAB. 14. A primeira coluna da tabela, denotada por Total (1), mostra a magnitude total da variação nas diferenças 90-10, 90-50 e 50-10 entre dois períodos. As demais colunas apresentam a magnitude dos efeitos composição (2), retorno (3) e resíduo (4). O efeito resíduo foi decomposto em duas parcelas: efeito composição (4.1) e efeito retorno (4.2).

TABELA 14 – Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola)

Medidas de Diferença	Total (1)	Observáveis		Resíduo (4)	Resíduo	
		Composição (2)	Retorno (3)		Composição (4.1)	Retorno (4.2)
A. 1999-1997						
90-10	15,65	35,66	-33,22	13,21	-1,51	14,72
	100%	228%	-212%	84%	-10%	94%
90-50	4,97	17,74	-19,53	6,77	-0,05	6,82
	100%	357%	-393%	136%	-1%	137%
50-10	10,68	17,93	-13,69	6,44	-1,46	7,90
	100%	168%	-128%	60%	-14%	74%
B. 2001-1997						
90-10	25,25	33,41	-12,27	4,10	-0,99	5,09
	100%	132%	-49%	16%	-4%	20%
90-50	10,94	15,20	-6,33	2,06	-0,27	2,33
	100%	139%	-58%	19%	-2%	21%
50-10	14,31	18,21	-5,94	2,04	-0,72	2,76
	100%	127%	-41%	14%	-5%	19%
C. 2003-1997						
90-10	23,28	39,55	-20,77	4,50	-1,63	6,13
	100%	170%	-89%	19%	-7%	26%
90-50	7,47	17,47	-11,48	1,48	-0,35	1,83
	100%	234%	-154%	20%	-5%	24%
50-10	15,81	22,08	-9,28	3,02	-1,28	4,30
	100%	140%	-59%	19%	-8%	27%
D. 2005-1997						
90-10	18,10	27,68	-14,87	5,29	-3,76	9,05
	100%	153%	-82%	29%	-21%	50%
90-50	1,18	6,95	-7,67	1,90	-2,73	4,63
	100%	590%	-651%	161%	-232%	393%
50-10	16,92	20,73	-7,20	3,39	-1,03	4,42
	100%	123%	-43%	20%	-6%	26%

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Como mostra a TAB. 14, em todos os intervalos analisados, é possível constatar um aumento na diferença medida pelo hiato entre o desempenho das escolas situadas no 90º percentil e o desempenho das escolas situadas no 10º percentil da distribuição. Neste caso, podemos inferir que houve um aumento na heterogeneidade entre as escolas, no sentido de que houve um distanciamento do nível de desempenho alcançado pelas piores e melhores escolas.

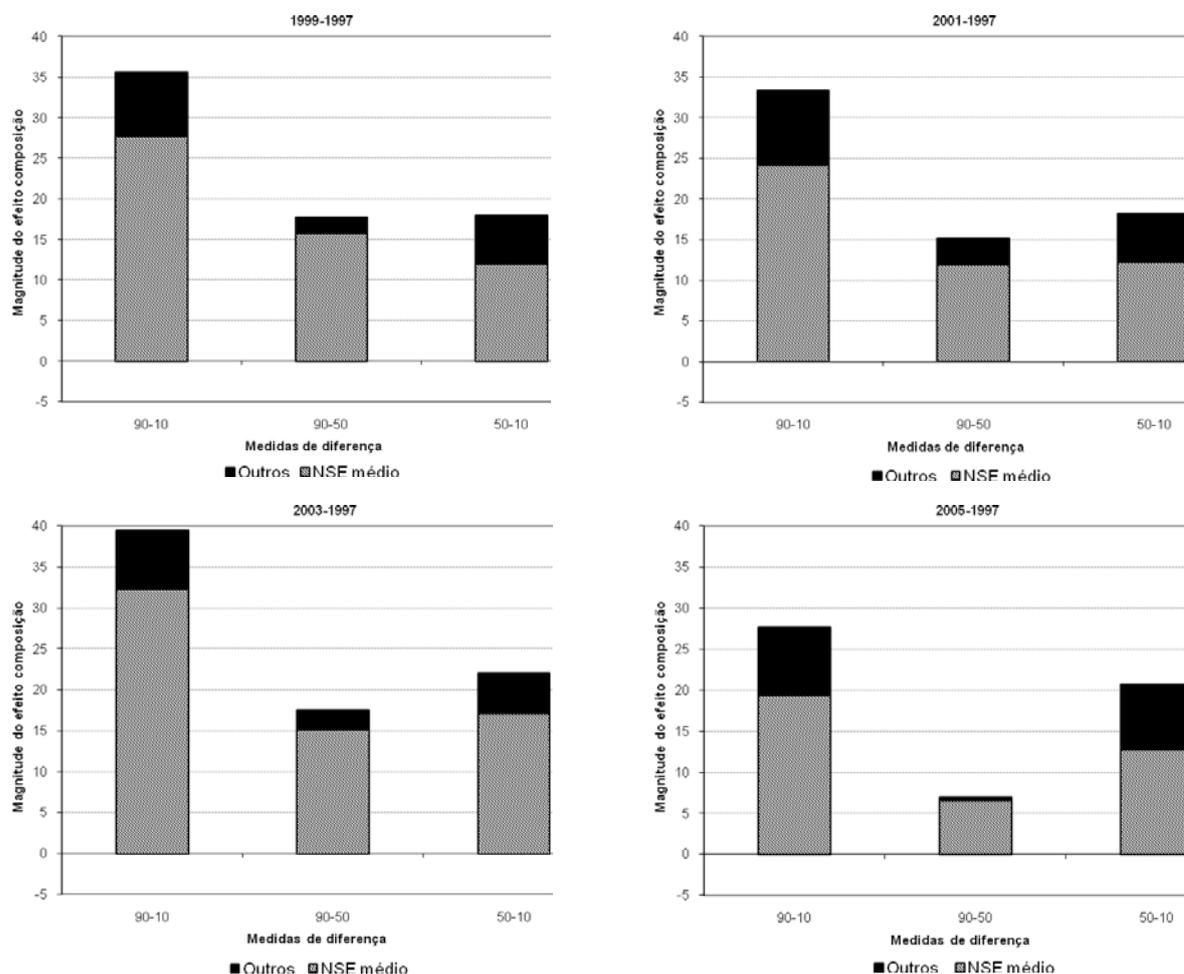
Diferentemente da análise realizada com base no aluno (capítulo 5), neste capítulo, cujo foco é a escola, percebemos que entre 1997 e 1999 houve um aumento na diferença de desempenho entre as escolas nas três medidas analisadas. Apesar do efeito retorno (coluna 3) ter mantido a mesma tendência observada na análise do aluno (isto é, ter operado no sentido de reduzir a desigualdade ao longo da distribuição), a diferença resultante (coluna 1) foi positiva porque o efeito resíduo também contribuiu para elevá-la.

Quando analisamos as diferenças abaixo (50-10) e acima (90-50) da mediana, percebemos que o peso da diferença do desempenho das escolas situadas no segmento inferior da distribuição foi maior. Isto significa que o aumento na heterogeneidade das escolas, em termos do nível médio de aprendizado de seus alunos, foi maior entre as escolas com qualidade mais baixa.

Ao decompor esta variação na diferença do desempenho escolar entre as escolas ao longo dos percentis, percebemos que o aumento nesta medida é explicado pela soma dos efeitos composição e não-observáveis (resíduo). Nos quatro painéis (A, B, C e D) e nas três medidas de diferença (90-10; 90-50; 50-10), observamos que estes efeitos apresentam sinal positivo, contribuindo, portanto, para elevar o hiato.

No que tange ao efeito composição observável (relacionado aos atributos escolares e aos atributos médios dos alunos da escola incluídos na regressão), percebemos, pela FIG. 11, que, novamente, o nível socioeconômico médio das escolas é o componente que mais contribui para a magnitude deste efeito. Em outras palavras, a diferença no nível socioeconômico médio entre as melhores e piores escolas atuou no sentido de elevar o hiato entre elas.

FIGURA 11 – Efeito composição nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola)

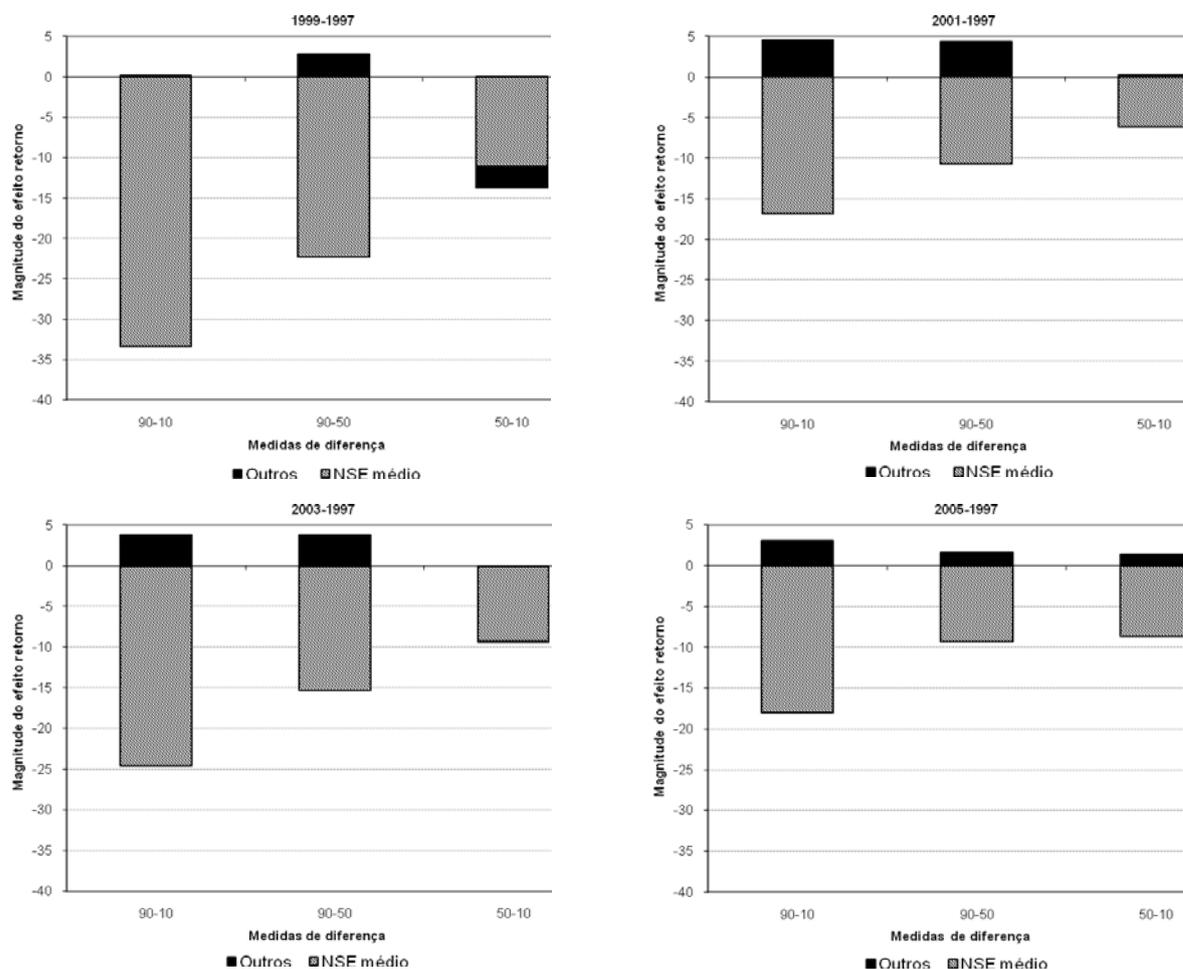


Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: A categoria “outros” inclui o efeito composição de todas as outras variáveis incluídas no modelo de regressão da escola, com exceção ao NSE médio.

Em relação ao efeito retorno, podemos ver que o mesmo contribui para reduzir o hiato em todos os períodos e, dentre os componentes que o compõem, novamente o efeito de mudanças no coeficiente do nível socioeconômico se destaca, como pode ser visto pela FIG. 12.

FIGURA 12 – Efeito retorno nas medidas de diferença e seus componentes, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (escola)



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Nota: A categoria “outros” inclui o efeito retorno de todas as outras variáveis incluídas no modelo de regressão da escola, com exceção ao NSE médio.

No que tange ao efeito resíduo (TAB. 14), podemos notar que as mudanças na heterogeneidade não-observada das escolas operaram no sentido de elevar o hiato de desempenho entre elas. A decomposição do componente residual mostra que o “efeito retorno não-observável” (coluna 4.2) tem uma contribuição expressiva neste processo. Isto significa que os diferenciais de desempenho escolar pela heterogeneidade não-observada tornaram-se mais intensos, ou seja, a escola passou a valorar mais o estoque de características não observadas. Se essas características são positivamente correlacionadas ao desempenho, o aumento em seu retorno tende a aumentar mais acentuadamente o desempenho escolar das escolas de maior qualidade. Se as características são negativamente correlacionadas ao desempenho, o contrário é verdadeiro, ou seja, o

aumento em retorno tende reduzir mais expressivamente o desempenho das escolas de menor qualidade. Em ambos os casos, o hiato dos resultados educacionais eleva-se entre as escolas.

6.2.3 Decomposição da variação do desempenho intraescola

Como já foi dito, o objetivo em decompor a variação temporal do desempenho intraescola, ou seja, decompor a variação no desvio do desempenho do aluno em relação ao desempenho médio da escola é minimizar o impacto de variáveis omitidas da escola que afetam o desempenho do aluno e encontrar os efeitos composição, retorno e resíduo intraescolares. Para tanto, estimamos um modelo onde as variáveis do aluno foram transformadas como desvios em relação à média da escola. Os resultados das regressões estão no Anexo 5, Modelo 2. É possível perceber que os coeficientes do modelo intraescola (Modelo 2) apresentam menor magnitude em relação aos coeficientes do modelo do aluno (Modelo 1) e são similares aos coeficientes do modelo hierárquico no nível micro (Modelo 6). A perda de magnitude dos coeficientes ocorre porque as estimativas estão livres dos efeitos do contexto escolar.

Como eliminamos o efeito médio da escola, não temos os resultados da decomposição na média, apenas na distribuição e nas medidas de diferença entre os percentis.

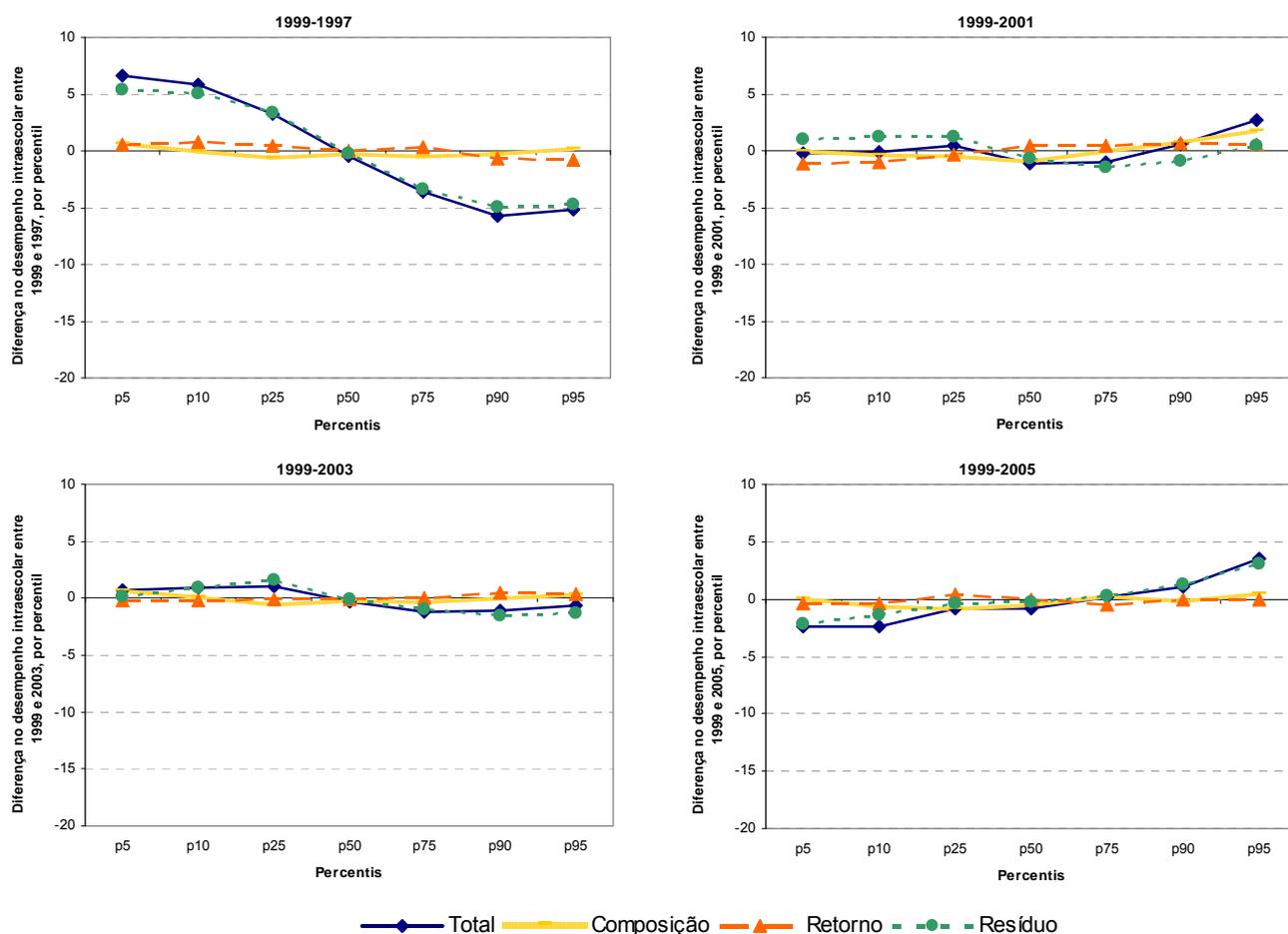
6.2.3.1 Decomposição na distribuição e nas medidas de diferença 90-10, 90-50 e 50-10

A FIG. 13 apresenta os resultados da decomposição do desempenho intraescolar na distribuição. Assim como nos exercícios anteriores, a variação do desempenho intraescolar foi decomposta nos efeitos composição (mudanças temporais nas características dos alunos centralizadas na média do grupo), retorno (mudanças temporais nos coeficientes intraescolares) e resíduo (mudanças temporais na heterogeneidade não-observada do aluno).

De um modo geral, percebemos que o papel desempenhado pelos componentes composição e retorno é pequeno, relativamente aos resultados encontrados no capítulo 5, e que o efeito resíduo ganha importância relativa principalmente no primeiro período 1997-

1999. No caso deste estudo, o resíduo está captando toda a variabilidade remanescente entre os alunos de uma mesma escola não captada pelas variáveis explicativas dos alunos. O efeito resíduo tendeu a elevar o desempenho dos alunos situados nos primeiros segmentos da distribuição e a reduzir o desempenho daqueles situados na cauda superior.

FIGURA 13 – Decomposição da variação do desempenho escolar na distribuição, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (intraescola)



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

A TAB. 15 apresenta a decomposição nas medidas de diferença. Assim como nos exercícios anteriores, a primeira coluna da tabela, Total (1), mostra a magnitude total da variação no hiato 90-10, 90-50 e 50-10 entre dois períodos. As demais colunas apresentam a magnitude dos efeitos composição (2), retorno (3) e resíduo (4). O efeito resíduo foi decomposto em duas parcelas: efeito composição (4.1) e efeito retorno (4.2).

TABELA 15 - Decomposição da variação do desempenho escolar nas medidas de diferença, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005 (intraescola)

Medidas de Diferença	Total (1)	Observáveis		Resíduo (4)	Resíduo	
		Composição (2)	Retorno (3)		Composição (4.1)	Retorno (4.2)
A. 1999-1997						
90-10	-11,52	1,54	-1,82	-11,24	-1,42	-9,82
	100%	-13%	16%	98%	12%	85%
90-50	-5,28	1,80	-0,82	-6,26	-1,08	-5,18
	100%	-34%	16%	119%	20%	98%
50-10	-6,24	-0,26	-1,00	-4,98	-0,34	-4,64
	100%	4%	16%	80%	5%	74%
B. 2001-1997						
90-10	0,72	0,36	1,78	-1,42	0,18	-1,60
	100%	50%	247%	-197%	25%	-222%
90-50	1,68	2,15	0,07	-0,54	0,29	-0,83
	100%	128%	4%	-32%	17%	-49%
50-10	-0,96	-1,79	1,71	-0,88	-0,11	-0,77
	100%	186%	-178%	92%	11%	80%
C. 2003-1997						
90-10	-1,94	-0,74	0,71	-1,91	0,12	-2,03
	100%	38%	-37%	98%	-6%	105%
90-50	-0,67	0,71	0,37	-1,75	-0,65	-1,10
	100%	-106%	-55%	261%	97%	164%
50-10	-1,27	-1,45	0,34	-0,16	0,77	-0,93
	100%	114%	-27%	13%	-61%	73%
D. 2005-1997						
90-10	3,47	0,14	0,57	2,76	-0,16	2,92
	100%	4%	16%	80%	-5%	84%
90-50	1,98	0,32	0,10	1,56	0,03	1,53
	100%	16%	5%	79%	2%	77%
50-10	1,49	-0,18	0,47	1,20	-0,19	1,39
	100%	-12%	32%	81%	-13%	93%

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Em primeiro lugar, nota-se que, com exceção ao período entre 1997 e 1999, nos demais, variação nas medidas de diferença intraescola é pequena, relativamente ao que foi encontrado no capítulo 5, ou praticamente inexistente (como na medida 90-10, painel B, por exemplo).

Na comparação feita entre 1997 e 1999, observamos que a diferença 90-10 reduziu-se em 11,5 pontos e que as contribuições das caudas inferior (50-10) e superior (90-50) para a diferença total foram similares. O componente resíduo foi o mais importante para explicar as diferenças entre os percentis neste período.

Assim, os resultados da decomposição intraescola sugerem que grande parte da variação temporal do desempenho dos alunos foi influenciada pelo contexto escolar. Isto porque, quando controlamos pelas médias escolares, os efeitos de variações nas características

relativas dos alunos e em seus retornos são menores do que o que foi observado no capítulo 5. A análise intraescola realizada nesta seção reforça, portanto, importância da escola (ou do ambiente escolar) para as flutuações observadas no desempenho dos estudantes ao longo dos anos.

6.3 Síntese e comentários

A importância do exercício metodológico elaborado neste capítulo se justifica pela não neutralidade da escola (ou do ambiente escolar) no nível de aprendizado alcançado pelo aluno e, conseqüentemente, no nível médio de desempenho alcançado pela instituição escolar. Sabemos, pela literatura, que a escola é importante não apenas devido aos tipos de recursos, políticas e práticas internas utilizadas no processo de ensino, mas, também, pela qualidade dos alunos que nela estão matriculados. Por esse motivo, consideramos importante modelar a variabilidade existente entre as escolas, assim como é feito nos inúmeros estudos da literatura de avaliação educacional. O desempenho médio da escola é importante porque reflete as políticas educacionais voltadas para aumentar a qualidade do ensino.

Neste estudo, constatamos que o efeito-escola, nome dado à parcela da variação do desempenho do aluno que é explicada pela variação do desempenho entre as escolas, situou-se entre 35-45%, dependendo do ano de avaliação do SAEB. Este resultado nos mostra que a escola é importante e que há variáveis mensuráveis no âmbito escolar relevantes para a análise.

Uma dessas variáveis – e a mais importante delas –, refere-se ao nível socioeconômico médio da escola. Evidenciamos que mais da metade da variação das médias escolares é explicada pelo nível socioeconômico médio. Ao controlarmos por esta característica, a variação entre as escolas passa a explicar apenas entre 10-15% da variação total no desempenho dos alunos. Este resultado corrobora as evidências na literatura e enfatiza a importância do contexto escolar como insumo em uma função de produção educacional.

Nos resultados da decomposição, o nível socioeconômico médio se sobressai na explicação das variações temporais no desempenho das escolas. O efeito composição deste atributo (mudanças na “quantidade”) contribui para aumentar a desigualdade porque a piora no nível socioeconômico médio ocorreu na base da distribuição do desempenho médio. Este

resultado sugere que as escolas que já apresentam um desempenho mais baixo absorveram os “novos” alunos com baixo *background* familiar. Podemos relacionar este processo ao fenômeno da municipalização do ensino – ou seja, ao aumento na representatividade das matrículas nas escolas da rede municipal –, ocorrido no final da década de 1990, conforme mostrado no estudo de Soares e Souza (2003).

Em relação à variação no retorno do nível socioeconômico, vimos que houve uma redução no diferencial de desempenho escolar por nível socioeconômico médio e este processo contribuiu para reduzir a desigualdade de desempenho entre as escolas e, ao mesmo tempo, para reduzir a qualidade média do ensino. Uma das explicações dadas para este fenômeno se pauta na existência de um efeito de pares negativo. Possivelmente, a entrada de alunos com menor desempenho potencial afetou o desempenho dos demais e alterou a relação entre essas duas variáveis.

No que tange ao efeito do componente não observado (efeito resíduo), verificamos que o mesmo operou no sentido de elevar as diferenças no desempenho médio das escolas situadas no 10º, 50º e 90º percentil. A decomposição do resíduo nos efeitos composição e retorno sugere que o sistema educacional passou a valorar mais as características não observáveis, uma vez que o “efeito retorno” deste componente explica toda a magnitude do efeito resíduo total.

Por fim, salientamos que os atributos específicos da escola (como as características dos professores, diretores e da infra-estrutura física), bem como a rede de ensino e a localização escolar tiveram uma importância relativamente reduzida quando comparada à relevância do nível socioeconômico médio.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nos últimos anos, as questões educacionais relacionadas ao ensino fundamental têm se concentrado no tema da qualidade da educação escolar. O conceito de qualidade do ensino tem sido incorporado na literatura como sinônimo da habilidade cognitiva dos estudantes, aferida por meio de testes padronizados de conhecimento dos conteúdos prescritos em determinada etapa da educação formal. O estudo desta variável – o aprendizado dos alunos – e suas mudanças intertemporais constituíram-se no foco desta tese.

O acompanhamento da série histórica do SAEB, para os alunos da 4ª série do ensino fundamental, revelou o declínio e a manutenção de baixos níveis médios de desempenho escolar no Brasil. Com a divulgação desses resultados, iniciou-se um intenso debate acerca dos motivos que levaram à queda da qualidade do ensino no Brasil. A primeira hipótese levantada para explicar este fenômeno se pautou nos efeitos das políticas voltadas para a universalização do acesso ao ensino fundamental e a manutenção das crianças na escola, as quais possibilitaram a inclusão de um segmento da população até então excluído dos sistemas educativos. Na suposição de que estes novos alunos teriam um menor desempenho potencial, devido ao baixo *background* familiar, os mesmos teriam afetado diretamente a qualidade média do ensino.

Ainda há poucos estudos na literatura que avaliam esta questão, pois a disponibilização de dados que avaliam o aprendizado cognitivo, principalmente a sua tendência histórica, é relativamente recente no Brasil – até meados da década de 1990, eram conhecidos apenas os dados relativos aos anos de estudo da população, que são limitados no sentido de fornecer informações sobre a qualidade do ensino. Podemos citar, por exemplo, o estudo de Neri e Carvalho (2002), Fernandes e Natenzon (2003) e Alves (2007), os quais despenderam importantes esforços através do desenvolvimento de novas metodologias e resultados que pudessem lançar luz sobre as raízes do declínio dos resultados escolares dos estudantes nos testes padronizados de conhecimento.

O estudo elaborado nesta tese procurou contribuir para esta literatura e, portanto, teve como objetivo principal identificar e mensurar os principais fatores que estiveram por trás do declínio e da manutenção dos baixos níveis de desempenho escolar no Brasil. A

importância em conhecer esses fatores está na possibilidade colaborar para a definição de políticas que possam minimizar os seus efeitos negativos sobre os resultados dos alunos nos exames de proficiência.

Para iniciar o estudo, partimos da mesma hipótese já levantada na literatura, ou seja, consideramos o aumento na heterogeneidade dos alunos e, conseqüentemente, das escolas como um importante fio condutor das variações temporais observadas no desempenho escolar no período de 1997 a 2005. A diferença é que introduzimos novas metodologias e novos meios de identificar esses fatores, que são sintetizados a seguir, juntamente com os principais resultados encontrados.

A primeira análise da variação temporal no desempenho escolar foi feita sem a introdução de covariáveis e, portanto, baseou-se em uma análise incondicional, onde o principal objetivo foi explorar as variações na distribuição desta medida ao longo dos anos. Como o desempenho médio é uma medida-resumo da distribuição de freqüência dos escores do conjunto de alunos, o olhar sobre a distribuição é importante na medida em que permite avaliar se a redução das médias foi ocasionada por uma piora no aproveitamento escolar dos alunos com baixos níveis potenciais de desempenho escolar ou por uma piora no aproveitamento dos alunos com elevado desempenho potencial ou ambos os casos. Um aluno com elevado (baixo) desempenho potencial é aquele estudante que possui características mais (menos) favoráveis ao desenvolvimento de suas habilidades cognitivas, como, por exemplo, um elevado (baixo) nível socioeconômico.

Este estudo foi desenvolvido por meio de uma metodologia não-paramétrica ainda não utilizada na análise de dados educacionais, conhecida como distribuição relativa, desenvolvida por Handcock e Morris (1999). Um aspecto importante deste método é que, além de evidenciar toda a diferença existente entre duas distribuições, ainda a decompõe no que chamamos de efeito nível e efeito distribuição. O efeito nível mostra o quanto da diferença, entre períodos, na média do desempenho escolar é explicada pela diferença na localização das curvas da distribuição (no caso de uma redução na média entre t_0 e t_1 , a distribuição no período t_1 deveria se localizar mais à esquerda). O efeito distribuição mostra o quanto da diferença, entre períodos, na média do desempenho escolar é explicada pela diferença no padrão (ou traçado) das curvas da distribuição (por exemplo, um aumento na espessura da cauda inferior poderia explicar a redução das médias).

Os principais resultados produzidos pela técnica da distribuição relativa mostraram que o menor aproveitamento médio nos exames de proficiência nos anos de 1999, 2001, 2003 e 2005, quando comparado ao ano de 1997, deveu-se à conjunção de ambos os efeitos nível (em maior magnitude) e distribuição (em menor magnitude). Embora estes efeitos tenham atuado em todos os períodos, foi possível notar dois resultados distintos: um para o período de 1997-1999 e outro para o período 1997-outros.

Na comparação feita entre 1997 e 1999, período que coincide com a queda acentuada da média (10,12 pontos para matemática) e com o aumento no número absoluto de alunos na 4ª série do ensino fundamental (cerca de 5,95%), verificamos que o desempenho médio caiu porque houve uma piora generalizada no desempenho dos alunos (ou seja, a queda foi afetada pela redução do desempenho em todos os quantis da distribuição). Neste mesmo período, foi possível constatar uma redução na desigualdade que pode ser explicada, principalmente, pela redução na participação relativa dos alunos com desempenho mais elevado. Houve, portanto, um cenário de homogeneidade perversa, pois a redução na desigualdade se deu em níveis mais baixos de desempenho escolar.

Na comparação feita entre 1997 e os demais anos (2001, 2003 e 2005), o menor desempenho médio é explicado, também, pela redução no desempenho dos alunos ao longo da distribuição. Porém, nestes períodos, foi possível constatar um aumento na desigualdade, caracterizado pela polarização positiva, ou seja, pelo crescimento da participação relativa de alunos nos dois extremos da distribuição. Neste processo, a cauda inferior teve a maior contribuição. Isto significa que além dos alunos terem piorado nos exames de proficiência, houve um aumento na densidade relativa de estudantes com níveis muito baixos de desempenho escolar (níveis abaixo do primeiro decil da distribuição de 1997, cujo valor é de 139 pontos na escala do SAEB).

Estes resultados sugeriram que a alteração no perfil de alunos matriculados na 4ª série do ensino fundamental ao longo dos anos, além de contribuir diretamente para reduzir o desempenho médio global (devido ao aumento na participação relativa de estudantes com características menos favoráveis ao desenvolvimento de suas habilidades e competências cognitivas), contribuiu indiretamente para a redução das médias através da redução do desempenho dos alunos com elevado desempenho potencial (ou seja, alunos mais talentosos ou com maior aptidão cognitiva), principalmente entre 1997 e 1999. Diante desses resultados, levantamos a suspeita de que a entrada de alunos com baixo *background*

familiar, por terem maiores dificuldades de aprendizado, poderia ter produzido efeitos de transbordamento no sentido de afetar negativamente o aprendizado daqueles colegas que são potencialmente propensos a terem um melhor resultado educacional.

Como os resultados da distribuição relativa são baseados em uma análise incondicional (o foco é apenas na variável referente ao desempenho escolar), as questões relacionadas à relação entre o aumento na heterogeneidade do público escolar, decorrentes da expansão do acesso ao ensino, e a piora nos resultados educacionais ficam subentendidas na análise. Para clarear esta relação, partimos para a segunda etapa da tese, onde condicionamos o desempenho escolar aos seus fatores associados e procuramos identificar e mensurar o efeito das mudanças nos atributos individuais e escolares sobre as variações temporais no desempenho escolar. Especificamente, atenção maior foi dada ao atributo relacionado ao nível socioeconômico dos estudantes, pois, como mencionado acima, a hipótese era de que a entrada de alunos com baixo *background* familiar poderia ter afetado negativamente os resultados escolares. Neste caso, construímos a medida do nível socioeconômico com base na Teoria de Resposta ao Item, método tradicionalmente utilizado na literatura educacional.

Tomando como base a função de produção educacional, consideramos que as variações na proficiência escolar observadas no ano de 1997 em relação aos anos de 1999, 2001, 2003 e 2005 poderiam ser explicadas por três fontes: 1) mudanças na composição das características (X 's) observáveis relacionadas ao aluno e à escola – *efeito composição*; 2) mudanças na produtividade ou taxa de retorno (β 's) dessas características – *efeito retorno*; e 3) mudanças na composição e retorno das características não observadas dos estudantes e das escolas – *efeito resíduo*. Para identificarmos cada um desses efeitos, recorreremos às técnicas empíricas de decomposição baseadas em simulações contrafactuais. O uso dessas técnicas se justifica pela possibilidade de mensurar o impacto da variação em cada um dos componentes da função de produção educacional (características, coeficientes e resíduo) sobre as variações intertemporais ocorridas no desempenho escolar (entendido como o produto desta função). As decomposições foram feitas para as variações na média e na distribuição do desempenho escolar.

Para incluir na análise tanto os atributos individuais quanto os atributos escolares (incluindo aqui as características médias dos alunos de determinada escola), adotamos a estratégia de estimar regressões separadamente para cada um dos níveis: aluno e escola. No

caso do aluno, consideramos dois modelos: um sem o controle pelas variáveis escolares (Modelo 1: aluno) e outro com este controle (Modelo 2: intraescola – similar ao nível 1 do modelo hierárquico linear). No caso da escola, estimamos um modelo onde utilizamos o desempenho médio escolar como variável-resposta e incluímos as covariáveis agregadas da escola (Modelo 3: escola – similar ao nível 2 do modelo hierárquico linear). Devido à natureza hierárquica dos dados educacionais, esta estratégia permitiu identificar cada um dos efeitos composição, retorno e resíduo em ambos os níveis, aluno e escola.

Em relação aos resultados da decomposição elaborada para o exercício em que utilizamos os alunos como unidade de análise, podemos sintetizar as seguintes evidências. Em primeiro lugar, constatamos que dentre todas as características do aluno incluídas na análise (sexo, cor/raça, estrutura familiar, motivação, defasagem idade-série e nível socioeconômico), o nível socioeconômico dos alunos foi a característica mais importante para explicar as variações temporais nas medidas de desempenho escolar, tanto na média quanto na distribuição. Entretanto, os resultados mostram que o mecanismo pelo qual o nível socioeconômico influenciou a média e a distribuição difere dependendo dos componentes analisados: efeito composição ou efeito retorno.

Através do efeito composição, buscamos analisar como as mudanças na “quantidade” deste atributo interferiu na oscilação da média e da distribuição do desempenho escolar entre os períodos. Constatamos que a piora no nível socioeconômico dos alunos contribuiu para reduzir o desempenho médio apenas em 1999 (principalmente) e em 2001. Isto porque nos anos seguintes, 2003 e 2005, foi possível notar uma recuperação da medida do nível socioeconômico, que pode ser explicada pelo aumento na escolaridade dos pais dos alunos. No que tange ao efeito composição deste atributo na distribuição, verificamos que o mesmo contribuiu para elevar as diferenças 90-10, 90-50 e 50-10 em todos os períodos. Este resultado se explica pelas diferenças no sinal deste efeito cada um dos segmentos utilizados para calcular as medidas de diferença entre os percentis: no 10º percentil, o efeito composição apresentou um sinal negativo, contribuindo para reduzir o desempenho escolar; no 50º percentil o seu efeito foi praticamente nulo; no 90º percentil este efeito apresentou um sinal positivo e atuou no sentido de elevar os resultados escolares (com exceção ao ano de 1999, onde o efeito composição do nível socioeconômico no 90º percentil foi nulo).

Através do efeito retorno, buscamos analisar como as mudanças na sensibilidade do desempenho escolar ao nível socioeconômico dos alunos afetaram as médias e a distribuição ao longo dos anos. Percebemos que o efeito retorno tem implicações diferentes para a qualidade média do ensino (representada pelo desempenho médio) e para a desigualdade educacional (representada pela distribuição). Na comparação feita entre 1997 e os demais anos, vimos que os diferenciais de desempenho por nível socioeconômico do aluno declinaram, contribuindo, assim, para a redução do desempenho médio e, ao mesmo tempo, para redução da desigualdade educacional. Em outras palavras, a redução do coeficiente do nível socioeconômico colaborou para reduzir o desempenho médio e, ao mesmo tempo, para equalizar a distribuição dos resultados educacionais.

O efeito retorno do nível socioeconômico foi mais intenso exatamente no período onde ocorreu o incremento de aproximadamente 5,95% no número de alunos matriculados na 4ª série do ensino fundamental, ou seja, entre 1997 e 1999. Este resultado parece reforçar a idéia de um *trade-off* entre a democratização do acesso ao ensino e a perda da qualidade educacional, assim como postulado por Souza (2006). No entanto, o que este trabalho mostra é que este *trade-off* não se dá apenas pelo aumento da representatividade de alunos mais carentes, mas, principalmente, pela alteração na relação entre o desempenho escolar e as condições socioeconômicas dos alunos.

Na decomposição elaborada com base no Modelo 2 (intraescola), procuramos identificar os três efeitos (composição, retorno e resíduo) intraescolares, ou seja, não contaminados pelos efeitos do contexto escolar. As decomposições produzidas com base neste modelo mostraram que os efeitos composição e retorno foram pouco importantes para explicar a variação temporal do desempenho e que o efeito resíduo se sobressaiu nesta explicação, principalmente entre 1997 e 1999. Isto significa que as alterações nas características dos alunos tomadas como desvios em relação à média do grupo foram pequenas, bem como os seus retornos, e reforça a importância dos efeitos de contexto na explicação da variação temporal do desempenho escolar.

Portanto, o terceiro modelo estimado foi baseado em uma análise agregada, onde utilizamos a escola como unidade de análise. Para tanto, incluímos no modelo, além de atributos escolares (como qualidade dos professores e diretores, da infra-estrutura física), as características médias do corpo discente.

Os principais resultados produzidos pela decomposição entre-escola evidenciaram que o nível socioeconômico médio dos alunos também se destacou, dentre as outras características incluídas, como a principal explicação para a variação na média e na distribuição da qualidade das escolas. O efeito composição deste componente teve um papel relevante na redução do desempenho escolar médio em 1999 e colaborou para elevar a desigualdade entre as escolas. Por outro lado, dada a redução no diferencial do desempenho escolar por nível socioeconômico médio, efeito retorno atuou no sentido de reduzir o desempenho médio e, ao mesmo tempo, equalizar a distribuição.

Em suma, os resultados desta tese sustentam a hipótese levantada por pesquisadores e autoridades governamentais de que a inclusão de alunos com baixo *background* familiar afetou a qualidade média do sistema de ensino. Porém, adicionalmente, os resultados parecem mostrar que a redução da qualidade do ensino não dependeu apenas de mudanças na composição dos atributos que possuem uma estreita relação com o aprendizado dos alunos, como aqueles que compõem o *background* familiar. Houve também um efeito indireto da expansão do ensino sobre os resultados escolares, que foi sentido entre os alunos com desempenho potencial mais elevado – tecnicamente, este efeito foi visualizado pela redução dos escores na cauda superior da distribuição.

Um dos mecanismos pelo qual o efeito indireto pode ter agido sobre o desempenho dos melhores alunos se pauta na mudança da relação entre os diferenciais de desempenho por nível socioeconômico. Uma das explicações para este resultado pode ser pensada em termos do “efeito de transbordamento” (conhecido como efeito dos pares). A inclusão de alunos pouco talentosos, no tocante às habilidades cognitivas, pode ter gerado uma perda de qualidade do ensino para o conjunto de alunos como um todo. Soares e Souza (2003) mostraram que entre 1996 e 2001, período que coincide com a implementação do FUNDEF e conseqüente expansão das matrículas, houve um aumento no número médio de alunos nas escolas municipais, fato que explica o processo de municipalização do ensino. Assim, é razoável supor que o aumento na representatividade de alunos com maiores dificuldades de aprendizado tenha prejudicado o aprendizado dos alunos mais talentosos. Ademais, o aumento na heterogeneidade das turmas pode ter afetado o ritmo das aulas e dificultado a operacionalização do plano de ensino estipulado para a série em questão.

Assim, a mensagem deixada por este estudo é que a universalização do ensino não parece ser um processo trivial, havendo preços de qualidade a serem pagos. O desafio é pensar em

estratégias que compensem os efeitos negativos da massificação do ensino, uma vez que é de suma importância que todas as crianças e jovens frequentem as instituições escolares

Por fim, é interessante introduzir algumas questões metodológicas que podem ser avaliadas com a finalidade de enriquecer os resultados apresentados neste trabalho. A incorporação destas questões constitui-se na agenda de pesquisas futuras. Uma delas refere-se à utilização de regressões quantílicas baseadas em métodos semiparamétricos, como o método desenvolvido por Dinardo *et al.* (1996). Na literatura de avaliação educacional, esta metodologia foi utilizada por Corak e Lauzon (2009) para avaliar o efeito dos fatores associados ao desempenho escolar sobre as diferenças nos níveis de proficiência alcançados pelos alunos em diversas regiões do Canadá.

Outras estratégias de análise também podem ser adotadas, como a decomposição da variação do desempenho em diferentes cortes analíticos, por exemplo, uma análise com foco na rede de ensino municipal. Como as escolas municipais foram mais afetadas pelo processo de expansão, pode ser interessante avaliar em que medida as mudanças na heterogeneidade do público escolar desta rede de ensino contribuíram para as variações em seus resultados escolares. Certamente, a introdução destes novos métodos de análise permitirá um razoável avanço para a fundamentação de hipóteses relacionadas às variações temporais na medida de qualidade do ensino e poderá enriquecer os resultados e as discussões apresentadas neste estudo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBERNAZ, A., FERREIRA, F.H.G. e FRANCO, C. **Qualidade e Equidade na Educação Fundamental Brasileira**. Departamento de Economia da PUC-Rio, maio, 2002. (Texto para Discussão, 455).

ALVES, F. Qualidade da educação fundamental: integrando desempenho e fluxo escolar. **Ensaio: avaliação de políticas públicas educacionais**. Rio de Janeiro, v.15, n.57, p.525-542, out/dez., 2007.

ALVES, M. T.; SOARES, J. F. Medidas de nível socioeconômico em pesquisas sociais: uma aplicação aos dados de uma pesquisa educacional. **Opinião Pública**, Campinas, v.. 15, n. 1, p. 1-30, jun. 2009.

AMMERMÜLLER, A. PISA: **What makes the difference?** Explaining the gap in PISA test scores between Finland and Germany. Centre for European Economic Research, 2004. 29 p. (Discussion Paper, 04-04). Disponível em http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=555954. Acesso em 09/01/2008.

AZEVEDO, J. P. e FOGUEL, M. N. **Uma Decomposição da Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil: 1984-2005**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Rio de Janeiro, dez. 2006. (Texto para Discussão, 1247).

BANCO MUNDIAL. **Diversos caminhos para o sucesso educacional. Boas práticas e desempenho dos alunos na Prova Brasil**: identificando casos bem sucedidos na rede municipal de ensino. Brasília: Inep/MEC, 2008. Relatório n. 43590-BR.

BARROS, R., *et al.* Técnicas empíricas de decomposição: uma abordagem baseada em simulações contrafactuais, **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.15, n.1, p. 33-63, abr./out. 1995.

BICKEL, R. **Multilevel analysis for applied research**: it's just a regression!. New York: The Guilford, 2007. 355 p.

BIONDI, R.L.; FELÍCIO, F. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes**: uma análise em painel dos dados do SAEB. Brasília: INEP, 2007 (Texto para Discussão, 28).

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced forms and structural estimation, **Journal of Human Resources**, Madison, v. 8, n.4, p. 436-455, set/dez. 1973.

BOGOTCH, I.; MIRÓN, L.; BIESTA, G. Effective for what; effective for whom? Two questions SESI should not ignore. In.: TOWNSEND, T. (Ed.) **International Handbook of School Effectiveness and Improvement**. Local: Springer Netherlands, 2007. p. 93-110.

BRASIL. Ministério da Educação. **Informe dos resultados comparativos do SAEB 1995, 1997 e 1999**. Brasília: INEP, 2000.

BRASIL. Ministério da Educação. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. **Microdados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005**. Brasília: Diretoria de Tratamento e Disseminação de Informações Educacionais/INEP/MEC, 2006. 6 CD-ROMS.

BROOKE, N.; SOARES, J.F.S. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias**. Belo Horizonte: UFMG, 2008. 552 p.

BUCHMANN, C.; HANNUM, E. Education and stratification in developing countries: a review of theories and research. **Annual Review of Sociology**, Palo Alto, v. 27, p.77-102, Aug. 2001

CÉSAR, C.C.; SOARES, J.F. Desigualdades acadêmicas induzidas pelo contexto escolar. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Rio de Janeiro, v.18, n.1/2, p. 97-110, jan./dez. 2001.

COLEMAN, J.S. Desempenho nas escolas públicas. In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias**. Belo Horizonte: UFMG, 2008. p. 26-32.

CONSELHO CONSULTIVO CENTRAL PARA A EDUCAÇÃO. O lar, a escola e a vizinhança. In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias**. Belo Horizonte: UFMG, 2008. p. 67-73.

CREEMERS, BERT P.M. Educational effectiveness and improvement: the development of the field in Mainland Europe. In.: TOWNSEND, T. (Ed.) **International handbook of school effectiveness and improvement**. Netherlands: Springer Netherlands, 2007. cap. 12, p. 223-244.

DOURADO, L.F.; OLIVEIRA, J.F.; SANTOS, C.A. **A qualidade da educação: conceitos e definições**. Brasília: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), 2007. 65 p. (Textos para discussão, 24)

FELÍCIO, F.; FERNANDES, R. O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2005, João Pessoa. **Anais...** Joao Pessoa: ANPEC, 2005.

FERNANDES, R. **Índice de desenvolvimento da educação básica (IDEB)**. Brasília: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), 2007. (Textos para discussão, 26)

FERNANDES, R.; NATENZON, P. E. A Evolução recente do rendimento escolar das crianças brasileiras: uma reavaliação dos dados do SAEB. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, n. 28, p. 3-22, dez. 2003.

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.

FERRÃO, M. E.; FERNANDES, C. A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em matemática dos alunos da 4ª série. In.: FRANCO, C. (Org.) **Avaliação, ciclos e promoção na educação**. Porto Alegre: ArtMed, 2001. p.155-172.

FLETCHER, P. R. **À procura do ensino eficaz**. Rio de Janeiro: MEC, 1998.

FONTANIVE, Nilma Santos, ELLIOT, Lígia Gomes e KLEIN, Ruben. Os desafios de apresentação dos resultados da avaliação de sistemas escolares a diferentes públicos. **REICE – Revista Eletrônica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio em Educación**, Local, v. 5, n. 2e, p. 262-273, 2007. Disponível em: <<http://www.rinace.net/arts/vol5num2e/art18.pdf>>. Acesso em: 26 maio 2009.

FRANCO, C. *et al.* O referencial teórico na construção dos questionários contextuais do SAEB 2001. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, n.28, p.39-74, jul.dez. 2003.

FRANCO, C. *et al.* **Qualidade e equidade em educação**: reconsiderando o significado de “fatores intra-escolares”. Rio de Janeiro: PUC, 2007.

FRANCO, C. O SAEB – Sistema de Avaliação da Educação Básica: potencialidades, problemas e desafios. **Revista Brasileira de Educação**, Campinas, n. 17, p. 127-132, Maio/Ago. 2001.

GELMAN, A.; HILL, J. **Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models**. Cambridge: Cambridge University, 2008. cap. 11, p. 237-250.

GLEWWE, P.; KREMMER, M. Schools, teachers and education outcomes in developing countries. In.: HANUSHEK, E.; WELCH, F. (Eds.). **Handbook of the economics of education**. Amsterdam: North-Holland Elsevier, 2006. v. 2, cap. 16, p. 945-1018.

GREMAUD, A.P.; FELÍCIO, F.; BIONDI, R.L. **Indicador de efeito-escola**: uma metodologia para identificação dos sucessos escolares a partir dos dados da Prova Brasil. INEP, 2007. (Texto para Discussão, 27)

GROPELLO, EMANUELA DI. Education decentralisation and accountability relationships in Latin American and the Caribbean Region. In.: TOWNSEND, T. (Ed.) **International handbook of school effectiveness and improvement**. Netherlands: Springer Netherlands, 2007. p. 485-502.

GUIMARÃES, Raquel Rangel de Meireles; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de. **Análise da distribuição salarial entre o setor público e privado no Brasil (1987-2005) em aplicações para a reforma administrativa do governo federal**. 2007. 57 f. Monografia (Graduação) - Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

HALL, P.; TAO, T. **Relative efficiencies of kernel and local likelihood density estimators**. London: Blackwell, 2002.

HANDCOCK, M.S.; ALDRICH, E.M. **Applying relative distribution methods in R**. Seattle: Center for Statistics and the Social Sciences, University of Washington, 2002. (Working paper, 27). Disponível em: <<http://www.csss.washington.edu/Papers/wp27.pdf>>. Acesso em 12 abr. 2007.

HANDCOCK, M.S.; JANSSEN, P.L. Statistical inference for the relative density. **Sociological Methods Research**. Beverly Hills, v.30, n.3, p.394-424, Feb. 2002.

HANDCOCK, M.S.; MORRIS, M. **Relative distribution methods in the social sciences**. New York: Springer-Verlag, 1999.

HANDCOCK, M.S.; MORRIS, M.; BERNHARDT, A.D. **A distributional approach to measuring changes in economic inequality**. [S.l.:S.n], 1997. Disponível em <www.stat.psu.edu/reports/1997/tr9703.pdf>. Acesso em: 23 abr. 2007.

HANUSHEK, E. Interpreting recent research on schooling in developing countries. **The World Bank Research Observer**, Washington, v. 10, n. 2, p.227-246, Aug. 1995.

HANUSHEK, E. The economics of schooling: production and efficiency in public schools. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 14, n. 3, p. 1141-77, September, 1986.

HANUSHEK, E.; KIMKO, D. Schooling, labor-force quality, and growth of nations. **The American Economic Review**, Nashville, v.90, n.5, p.1184-1208, Dec. 2000.

HEYNEMAN, S. P.; LOXLEY, W.A. The effect of primary school quality on academic achievement across twenty-nine high and low-income countries. **American Journal Sociology**, Chicago, v.88, n.6, p.1162-1194, May. 1983.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **SAEB – 2005: primeiros resultados**. Médias de desempenho do SAEB/2005 numa perspectiva comparada, Brasília, 2007. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/download/saeb/2005/SAEB1995_2005.pdf>. Acesso em: 05 set. 2007.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Qualidade da Educação: uma nova leitura do desempenho dos estudantes da 4ª série do ensino fundamental**. Brasília: INEP, 2003a. Relatório técnico do Sistema Nacional de Avaliação Básica,

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Qualidade da Educação: uma nova leitura do desempenho dos estudantes da 8ª série do ensino fundamental**. Brasília: INEP, 2003b. Relatório técnico do Sistema Nacional de Avaliação Básica.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. O que explica o crescimento do IDEB entre 2005 e 2007: aumento nas notas ou na aprovação dos alunos? **Na Medida: Boletim de Estudos Educacionais do INEP**, Brasília, v. 1, n. 1, p. 10-14, 2009. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/download/na_medida/BNMedida-ano1-N1-Mar2009.pdf>. Acesso em: 08 jun. 2007.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP. **Programa Internacional de avaliação de alunos. resultados nacionais, PISA-2006**. Brasília, 2008. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/download/internacional/pisa/Relatorio_PISA2006.pdf>. Acesso em: 03 fev. 2009.

JAMISON, E.; JAMISON, D.; HANUSHEK, E. The effects of education quality on income growth and mortality. **Economics of Education Review**, Dijon/France, v. 26, n. 6, p.771-788, Dec. 2007.

JANN, BEN. **The Blinder-Oaxaca Decomposition. ETH Zurich Sociology.** Zurich: Stata Journal, 2008. (Working Paper, 5). Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/ets/wpaper/5.html>>. Acesso em: 06 jun. 2008.

JENCKS, C. Desigualdade no aproveitamento educacional. In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias.** Belo Horizonte:UFMG, 2008. p. 50-66.

JUDICE, R.; SOARES, J.F. O efeito da escola básica brasileira. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v.19, n. 41, p. 379-406, set./dez. 2008.

JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 101, n. 3, p. 410-442, Jun. 1993.

JUHN, C.; MURPHY, K.; PIERCE, B. Accounting for the slowdown in black-white wage convergence. In. KOSTERS, M.H. (Ed.). **Workers and their wages: changing patterns in the United States.** Washington, DC: AEI, 1991. p. 43-107.

KOCHAN, SUSAN. Evolution of school performance research in the USA: from school effectiveness to school accountability and back. In.: TOWNSEND, T. (Ed.) **International handbook of school effectiveness and improvement.** Netherlands: Springer Netherlands, 2007. cap. 27, p. 485-502.

KRIEG, J. M.; STORER, P. How much do students matter? Applying the Oaxaca decomposition to explain determinants of adequate yearly progress. **Contemporary Economic Policy**, Oxford, v. 24, n. 4, p. 563-581, Oct. 2006.

LINDEN, W.J.V.; HAMBLETON, R. K. (Eds.) **Handbook of modern item response theory.** New York: Springer, 2007. 510 p.

LOADER, C. R. Local likelihood density estimation. **The Annals of Statistics**, Pennsylvania, v. 24, n. 4, p. 1602-1618, Apr.1996.

MACHADO, D. C.; GONZAGA, G.; FIRPO, S. P. A relação entre a proficiência e dispersão de idade na sala de aula: a influência do nível de qualificação do professor. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2008. Disponível em: <http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE08/paper/view/538/35>. Acesso em: 04 maio 2009.

MADAUS, G.F.; AIRASIAN, P.W.; KELLAGHAN, T. Insumos escolares, processos e recursos. In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias.** Belo Horizonte: UFMG, 2008. p. 112-141.

MENEZES-FILHO, N. **Os determinantes do desempenho escolar no Brasil.** São Paulo: Instituto Futuro Brasil, IBMEC-SP, FEA-USP, 2007.

MORTIMORE, P. *et al.* A busca pela eficácia: por que fazer um estudo das escolas primárias? In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias.** Belo Horizonte: UFMG, 2008. p. 153-162.

MORTIMORE, P. *et al.* A importância da escola: a necessidade de se considerar as características do alunado. In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias.** Belo Horizonte: UFMG, 2008. p. 188-224.

MOSTELLER, F.; MOYNIHAN, D. P. Um relatório inovador. In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias.** Belo Horizonte: UFMG, 2008. p. 33-49.

NERI, M.; CARVALHO, A. **Seletividade e medidas de qualidade da educação brasileira 1995-2001.** Rio de Janeiro: EPGE; FGV, 2002. (Ensaio Econômico, 463).

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. **International Economic Review**, Pennsylvania, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

PASQUALI, L. **Psicometria: teoria dos testes na psicologia e na educação.** Petrópolis, RJ : Vozes, 2004.

PICCHETTI, P.; PONCZEK, V.; SOUZA, A.P. Decomposition of the quality of education in Brazil. In.: WALTENBERG, F. D. **The quality of education in Brazil, Final Report,** São Paulo: FGV, 2008.

PINTO, Cristine C. X. Estimation of peer effects in classrooms: evidence for brazilian schools in 2003. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2007. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE08/paper/viewFile/379/19>>. Acesso em: 04 abr. 2009.

RAUNDENBUSH, S.W.; BRYK, A.S. **Hierarchical linear models.** 2nd. Newbury Park: Sage Publication, 2002.

RIOS-NETO, E.L.G. **Questões emergentes na demografia brasileira.** Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2005. (Texto para Discussão, 276).

RUTTER, M. *et al.* Resultados escolares: frequência, comportamento e desempenho dos alunos. In.: BROOKE, N.; SOARES, J.F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias.** Belo Horizonte: UFMG, 2008. p. 163-186.

SAMEJIMA, F. Graded Response Model. In. LINDEN, W.J.V.; HAMBLETON, R. K. (Eds.) **Handbook of modern item response theory.** New York: Springer, 1997, p. 85-100.

SAMMONS, P.; HILLMAN, J.; MORTIMORE, P. **Key characteristics of effective schools: a review of school effectiveness research.** London: Institute of Education University of London, 1995. 39 p. Relatório.

SOARES, J. F. Cognitive achievement inequalities in Brazil: the role of SES, gender, race and region of residence. In: GLOBAL CONFERENCE ON EDUCATION RESEARCH IN DEVELOPING COUNTRIES, 2005, Praga. **Trabalhos apresentados...** Praga, 2005. Disponível em: <www.preal.org/FIE, 2005>. Acesso em: 05 mar. 2007.

SOARES, F.V. Some stylized facts of the informal sector in Brazil in the last two decades. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004.

SOARES, J. F. . Measuring cognitive achievement gaps and inequalities. **International Journal of Educational Research**, Cambridge v. 45, n. 3, p. 176-187. 2006.

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.; 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.

SOARES, J. F.; SCOTTI, P. A. **Qualidade do ensino básico público nos municípios mineiros**. Belo Horizonte: Laboratório de Medidas Educacionais do Departamento de Estatística da UFMG, 2006.

SOARES, J.F. Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v.37, n.130, p.135-160, jan./abr. 2007.

SOARES, J.F. O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos. **REICE: Revista Eletrônica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación**, Espanha, v. 2, n. 2, p. 83-104. 2004. Disponível em: <<http://www.ice.deusto.es/rinace/reice/vol2n2/Soares.pdf>>. Acesso em: 05 mar. 2007.

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. 45-64, jul./dez. 2007.

SOARES, J.F.; MAROTTA, L. **Desigualdades no sistema de ensino fundamental brasileiro**. Rio de Janeiro: IPEA, 2009.

SOARES, S. S. **A infra-estrutura das escolas brasileiras de ensino fundamental**: um estudo com base nos Censos Escolares de 1997 a 2005. Brasília: IPEA, 2007. (Texto para Discussão no 1267)

SOARES, S. SOUZA, A. **A demografia das escolas**: decomposição da municipalização do ensino básico. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para Discussão, 940)

SOUZA, P. R. **A revolução gerenciada**: educação no Brasil, 1995-2002. São Paulo: Prentice Hall, 2005.

SOUZA, P. R. **Avaliação a serviço da qualidade educativa**. São Paulo: Reescrevendo a Educação, 2006. Disponível em: <www.reescrevendoaeducacao.com.br/2006/pages.php?recid=44-44k>. Acesso em: 05 jul. 2008.

TEDDLIE, C.; STRINGFIELD, S. A history of school effectiveness and improvement research in the USA focusing on the past quarter century. In.: TOWNSEND, T. (Ed.) **International handbook of school effectiveness and improvement**. Netherlands: Springer Netherlands, 2007. cap. 8, p. 131-166,

TODOS PELA EDUCAÇÃO. **De olho nas metas**: primeiro relatório de acompanhamento das 5 metas do movimento Todos pela Educação. São Paulo, 2008. Disponível em: <<http://www.todospelaeducacao.org.br/Uploads.aspx?folder=Biblioteca\&id=4993ed13-eb5c-40d9-9f0c-727d3a0b25db.pdf>>. Acesso em: 05 jul. 2008.

TOWNSEND, Tony (Ed.) **International handbook of school effectiveness and improvement**. Netherland: Springer Netherlands, 2007.

ULYSSEA, G. **Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil**: uma análise empírica. Rio de Janeiro, 2007 (Texto para Discussão, 1261). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/default.jsp>>. Acesso em: 13 dez. 2009.

WALTENBERG, Fábio D. Benchmarking of Brazil's Education Performance using PISA 2003, In.: WALTENBERG, F. D. **The quality of education in Brazil, Final Report**, São Paulo: FGV, 2008.

ZAVALA, M. *et al.* **Quality of schooling and quality of schools for indigenous students in Guatemala, Mexico and Peru**. Washington: Policy Research, 2006. (Working Papers Series, 3982). Disponível em: <http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2006/08/01/000016406_20060801115754/Rendered/PDF/wps3982.pdf> . Acesso em: 05 jan. 2008

ANEXOS

Anexo 1. Estimação do nível socioeconômico dos alunos (NSE) com o uso da Teoria de Resposta ao Item (TRI)

A condição socioeconômica dos estudantes não é uma variável diretamente observada e, portanto, não está disponível nos dados produzidos pelo SAEB. Dada a importância desse construto nos estudos educacionais, é necessário criar uma escala de medida segundo a qual esta variável assume determinados valores. Neste trabalho, optamos por criar esta escala de medida com base na Teoria de Resposta ao Item (TRI), por ser esta a técnica comumente utilizada nas avaliações educacionais desenvolvidas com os microdados do SAEB. Como referencial teórico para a construção desta medida latente, utilizamos o estudo de Alves e Soares (2008).

A TRI estabelece uma relação probabilística entre a resposta ao item do questionário e o atributo latente para cuja medida contribui. No caso deste estudo, o atributo latente é a condição socioeconômica familiar e o item refere-se ao conjunto de perguntas sobre a existência ou não de determinados bens duráveis ou de infra-estrutura domiciliares. Por exemplo, no caso de um item com respostas graduadas (0 = não possui carro; 1 = possui um carro; 2 = possui dois ou mais carros), a probabilidade do aluno responder que possui 2 carros ou mais em casa será pequena se o nível sócio-econômico do aluno for pequeno ou será grande se o mesmo também o for. Uma vantagem da TRI em relação aos métodos convencionais é a possibilidade de estimar a medida do NSE mesmo com dados incompletos para algum dos indicadores, pois esse processo é viável mesmo com apenas alguns dos itens respondidos. A ausência de indicadores é muito comum quando são utilizadas as bases de dados do SAEB. Isto porque os questionários do SAEB passam por constantes mudanças que visam o aprimoramento das questões a serem investigadas.

Existe uma forma funcional que busca representar a relação entre o atributo latente e a probabilidade de escolha de cada resposta de um item. A curva que caracteriza esta relação é chamada de curva característica do item (CCI) e é ajustada com base em um modelo matemático. No caso deste estudo, como os itens possuem categorias de respostas que podem ser ordenadas entre si, foi utilizado o modelo de respostas graduadas de Samejima

(1997). Assim, para cada item, é possível organizar as respostas em ordem crescente, de forma que $x = k$ e $k = 1, 2, \dots, m_i$, onde (m_i+1) é o número de categorias do i -ésimo item.

A probabilidade de um aluno j escolher uma categoria particular ou outra mais alta do item i é representada por um modelo logístico de dois parâmetros (Samejima, 1997):

$$P_{i,k}(\theta_j) = \frac{1}{1 + e^{-a_i(\theta_j - b_{i,k})}} - \frac{1}{1 + e^{-a_i(\theta_j - b_{i,k+1})}}$$

O atributo que está sendo medido pelo teste é usualmente representado por θ e é normalizado na escala z , onde a média é zero, o desvio-padrão é um, e o conjunto de valores de θ se enquadram numa escala de -3 a 3.

Verifica-se que a probabilidade de uma resposta x (sendo $x=k$ e $k=1,2,3 \dots m_i$) em um item qualquer depende: 1) do atributo latente do aluno, ou seja, o nível socioeconômico (θ); e 2) dos parâmetros dos itens (a_i, b_i). Assim, uma das tarefas da TRI é estimar os valores desses parâmetros. Esta estimação é feita com base nos dados empíricos, isto é, as respostas da amostra de alunos aos itens, através do método da máxima verossimilhança. Neste processo, são escolhidos como parâmetros para os itens os valores que maximizam a probabilidade de ocorrência dos dados que de fato apareceram nas respostas dos alunos (Pasquali, 2003).

Para operacionalizar a construção deste índice, foi necessário criar uma única base de dados que incluísse a amostra total dos alunos avaliados em todos os ciclos do SAEB: 1995, 1997, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005, e os respectivos itens. O objetivo em criar esta base única está na necessidade de realizar a equalização do NSE, criando-se assim a possibilidade de comparação entre o nível socioeconômico de diferentes subgrupos de alunos em diferentes anos⁶⁹.

⁶⁹ Apesar de utilizarmos apenas o índice estimado para a 4ª série do ensino fundamental, entre 1997 e 2005, fizemos a equalização do mesmo utilizando todas as séries avaliadas pelo SAEB, desde 1995. Isto garante as análises comparativas que possam ser feitas em estudos futuros que utilizem as outras séries escolares.

O banco de itens utilizados para estimar o nível socioeconômico dos alunos é apresentado na TAB. 16:

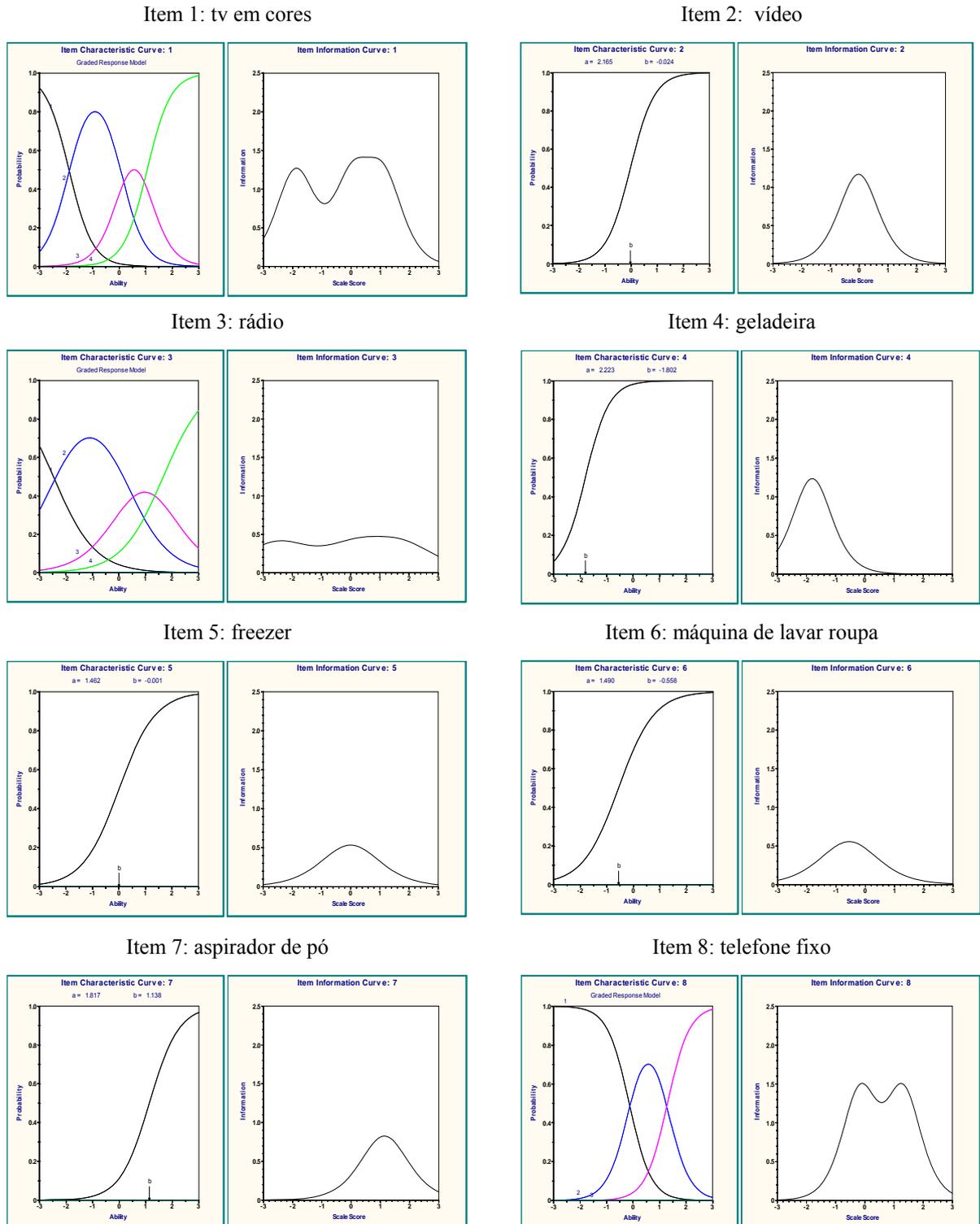
TABELA 16 – Itens utilizados na construção do índice socioeconômico dos alunos

ITEM	DESCRIÇÃO	CATEGORIAS	CICLOS DO SAEB
tvcores	TV em cores	1 = não tem 2 = sim, uma 3 = sim, duas 4 = sim, três ou mais	1999, 2001, 2003, 2005
video	Videocassete	1 = não tem 2 = sim	1999, 2001, 2003, 2005
radio	Rádio	1 = não tem 2 = sim, um 3 = sim, dois 4 = sim, três ou mais	1999, 2001, 2003, 2005
geladeira	Geladeira	1 = não tem 2 = sim	1999, 2001, 2003, 2005
freezer	Freezer	1 = não tem 2 = sim	
maqlav	Máquina de lavar roupa	1 = não tem 2 = sim	1999, 2001, 2003, 2005
aspirapo	Aspirador de pó	1 = não tem 2 = sim	1999, 2001, 2003, 2005
telefone	Telefone residencial	1 = não tem 2 = sim, um 3 = sim, dois ou mais	1999
celular	Telefone celular	1 = não tem 2 = sim, um 3 = sim, dois ou mais	1999
comput	Computador	1 = não tem 2 = sim	1997, 1999, 2001, 2003, 2005
carro	Automóvel	1 = não tem 2 = sim, um 3 = sim, dois ou mais	1999, 2001, 2003, 2005
banheiro	Banheiro	1 = não tem 2 = sim, um 3 = sim, dois 4 = sim, três ou mais	1999, 2001, 2003, 2005
empreg	Emprega doméstica	1 = não tem 2 = diarista, 1 ou 2 vezes por semana 3 = 1 ou 2 todos os dias úteis	1999, 2001, 2003, 2005
escolpai	Escolaridade do pai	1 = nunca estudou 2 = 1ª a 4ª série do EF 3 = 5ª a 8ª série do EF 4 = Ensino Médio 5 = Superior ou mais	1995 (8ª e 3ª), 1997, 1999, 2001, 2003, 2005
escolmae	Escolaridade da mãe	1 = nunca estudou 2 = 1ª a 4ª série do EF 3 = 5ª a 8ª série do EF 4 = Ensino Médio 5 = Superior ou mais	1995 (8ª e 3ª), 1997, 1999, 2001, 2003, 2005

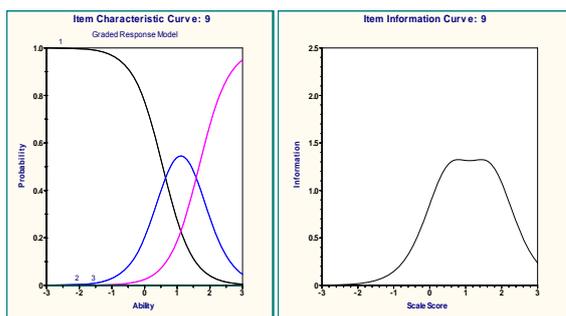
Fonte: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005. (questionário do aplicador)

A análise de cada item componente da medida latente – NSE – é através de sua curva característica e a sua curva de informação, que podem ser observadas na FIG. 14:

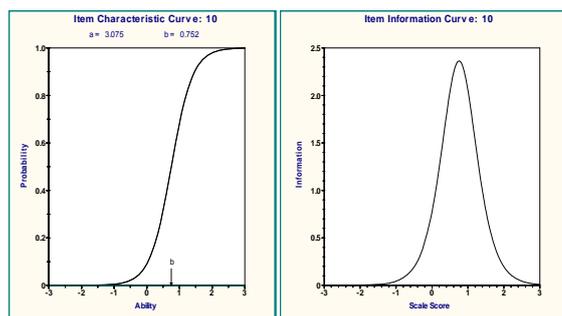
FIGURA 14 - Curva Característica do Item



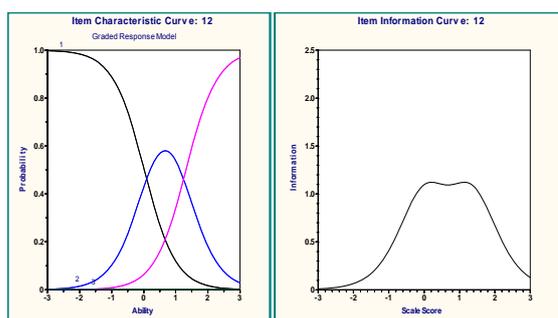
Item 9: celular



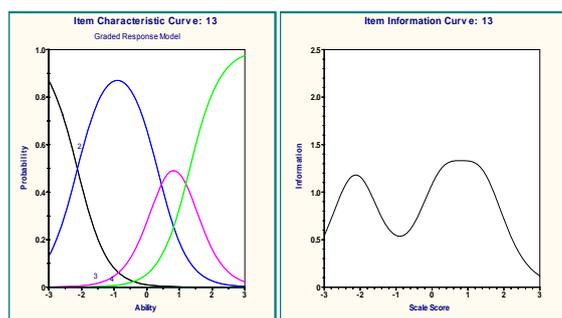
Item 10: computador



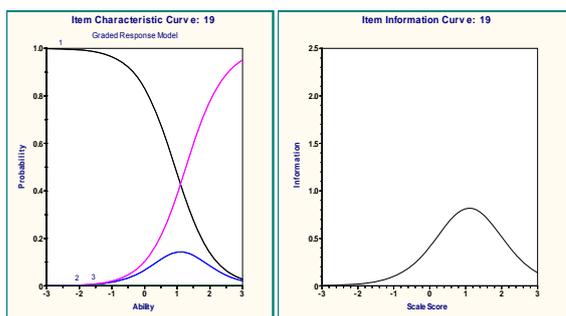
Item 11: carro



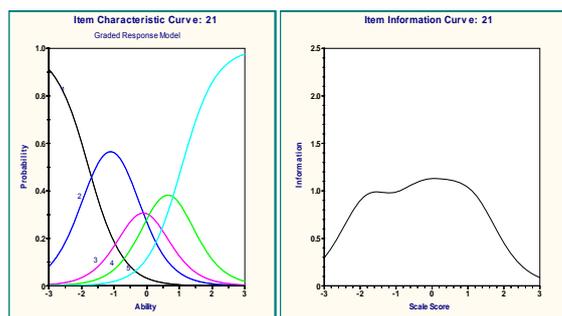
Item 12: banheiro



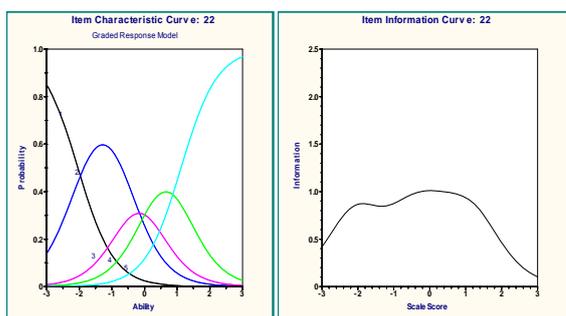
Item 13: empregada doméstica



Item 14: escolaridade do pai



Item 15: escolaridade da mãe

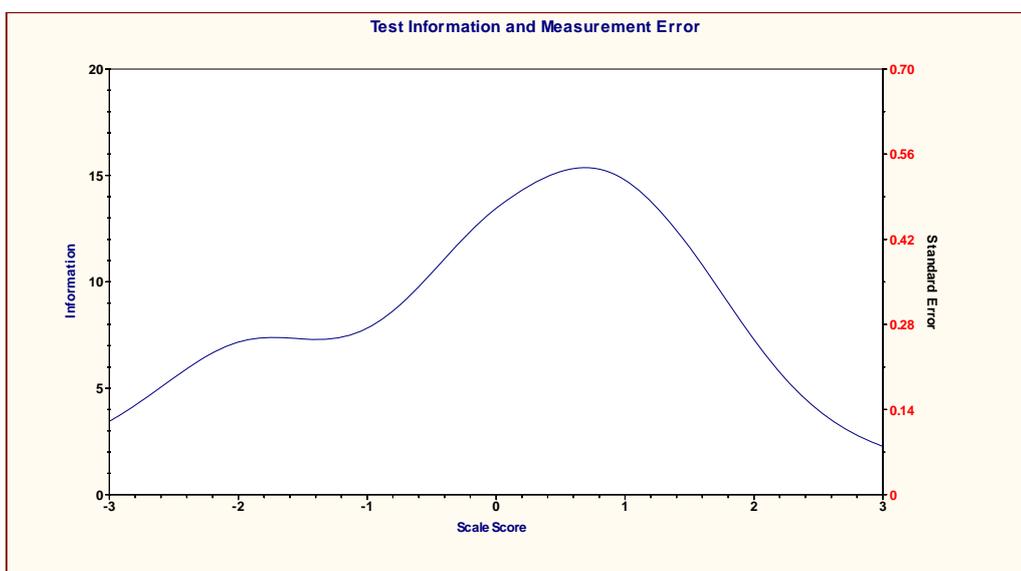


Em cada um dos itens, temos dois gráficos. O primeiro representa as curvas características dos itens e o segundo representa a curva de informação do item. Esta última é uma medida de precisão e mostra o quanto cada uma das posições na escala do NSE está sendo bem

estimada. Por exemplo, percebemos que os itens “escolaridade do pai” e a “escolaridade da mãe” estimam bem o NSE, pois a curva de informação dos mesmos possui boa cobertura entre os valores -2 e 2 (valores da escala original do NSE). Os demais itens também se adequam bem para a estimação do nível socioeconômico em regiões específicas, por exemplo, o item “carro”, que possui boa cobertura para valores positivos do escore.

A FIG. 15 apresenta a curva de informação total dos itens.

FIGURA 15 - Curva de Informação Total do Nível Socioeconômico



Para facilitar a interpretação dos escores do nível socioeconômico e evitar problemas nas decomposições, mudamos a escala original desta medida. De acordo com os nossos dados, os valores mínimos e máximos do NSE foram correspondentes a -2,36 e 2,36, respectivamente. Estes valores foram transformados em uma nova escala que assume valores entre 0 e 10. Para tanto, utilizamos uma transformação linear definida pela seguinte equação:

$$NSE_010 = 2,118644 * NSE + 5$$

Onde o NSE_010 corresponde ao nível socioeconômico na escala de 0 a 10 e o NSE corresponde ao nível socioeconômico original. É importante dizer que esta é uma medida relativa, uma vez que não se pode atribuir uma “renda” a cada valor.

Anexo 2. Estimação do índice de infra-estrutura escolar (IEE) com o uso da Teoria de Resposta ao Item (TRI)

Assim como o nível socioeconômico dos alunos, optamos por construir um único índice capaz de mensurar a qualidade da infra-estrutura física das escolas. Este índice também foi construído com a utilização da Teoria de Resposta ao Item (TRI).

A TAB. 17 apresenta o banco de itens utilizados.

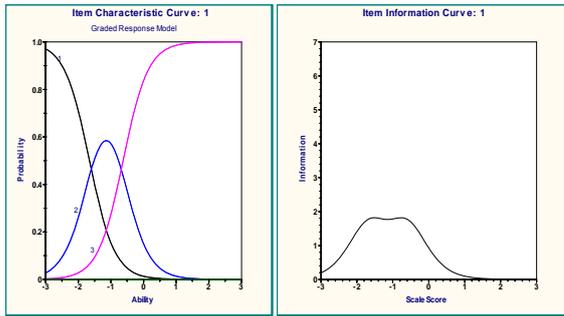
TABELA 17 – Itens utilizados na construção do índice de infra-estrutura escolar

ITEM	DESCRIÇÃO	CATEGORIAS	CICLOS DO SAEB
telhado	Estado de conservação do telhado	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
parede	Estado de conservação das paredes	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
piso	Estado de conservação do piso	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
porta	Estado de conservação das portas	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
janela	Estado de conservação das janelas	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
banheiro	Estado de conservação dos banheiros	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005
cozinha	Estado de conservação da cozinha	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
agua	Estado de conservação das instalações hidráulicas	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
luz	Estado de conservação das instalações elétricas	1 = inexistente ou ruim 2 = regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
slide	Condições de uso e funcionamento do projetor de slides	1 = inexistente 2 = ruim ou regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
xerox	Condições de uso e funcionamento do xerox	1 = inexistente 2 = ruim ou regular 3 = bom	1995, 1997, 2001, 2003, 2005
infra	Condições gerais de funcionamento da infra-estrutura da escola	1 = péssima ou ruim 2 = razoável 3 = boa 4 = ótima	1999, 2001, 2003, 2005
lab_cien	Há laboratório de ciências na escola?	1 = não 2 = sim	1995, 1997
lab_info	Há laboratório de informática na escola?	1 = não 2 = sim	1995, 1997

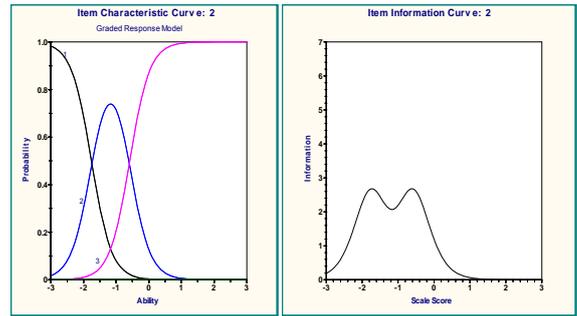
Fonte: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1995, 1997, 1999, 2001, 2003, 2005. (questionário do aplicador)

FIGURA 16 - Curva Característica do Item

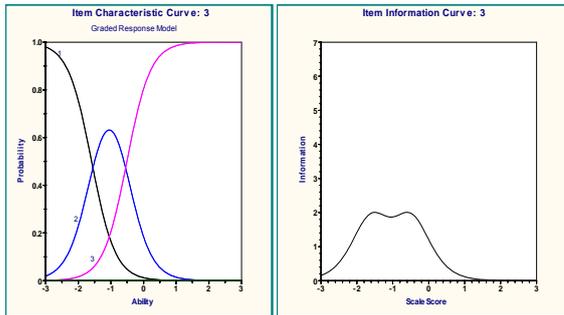
Item 1: telhado



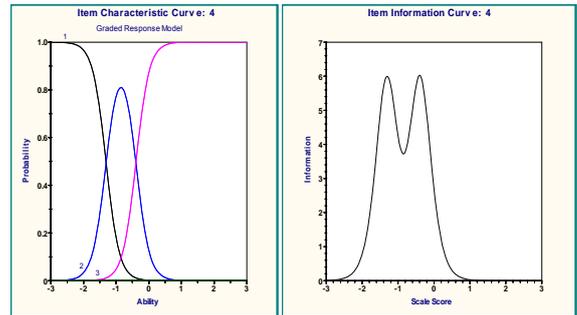
Item 2: parede



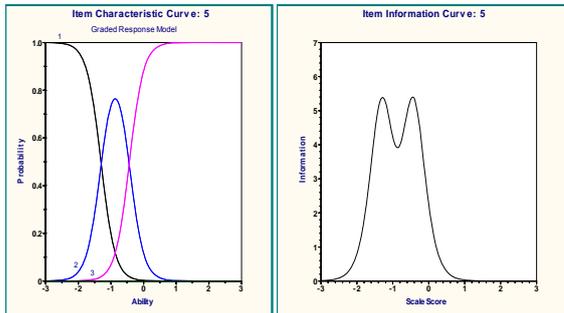
Item 3: piso



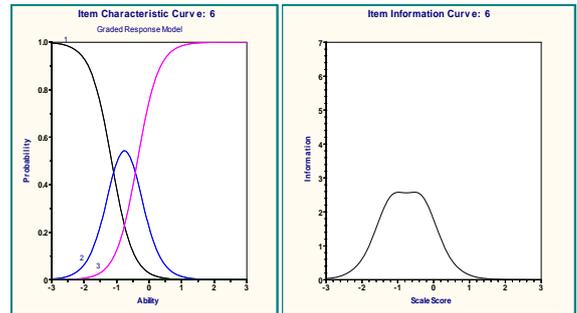
Item 4: porta



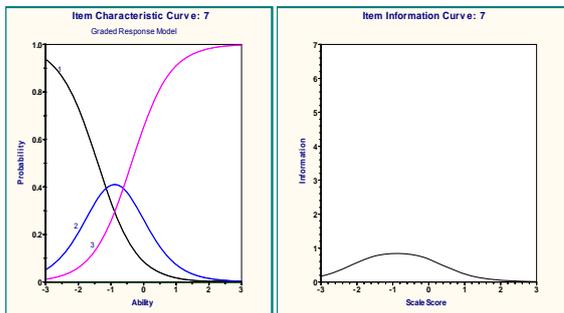
Item 5: janela



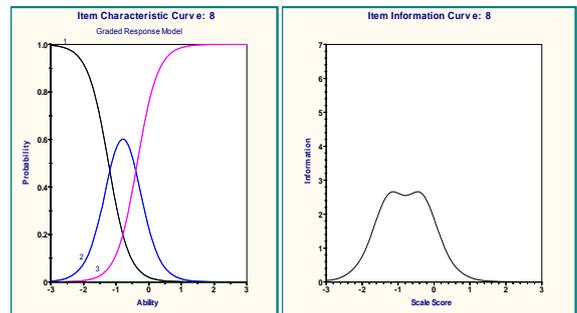
Item 6: banheiro



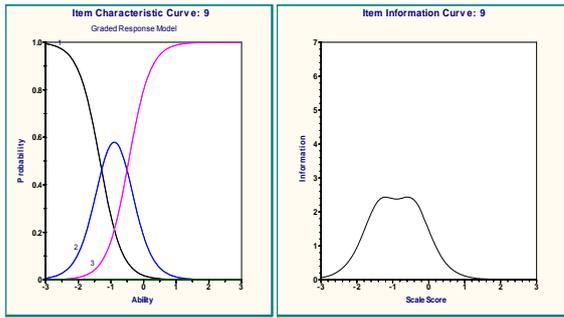
Item 7: cozinha



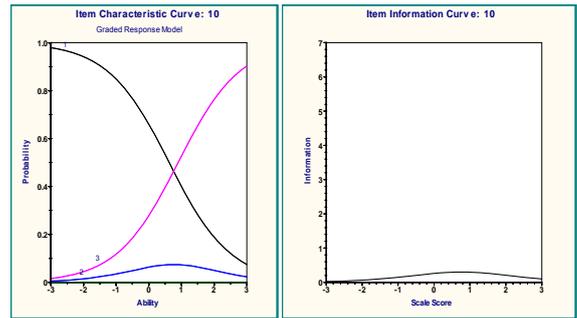
Item 8: agua



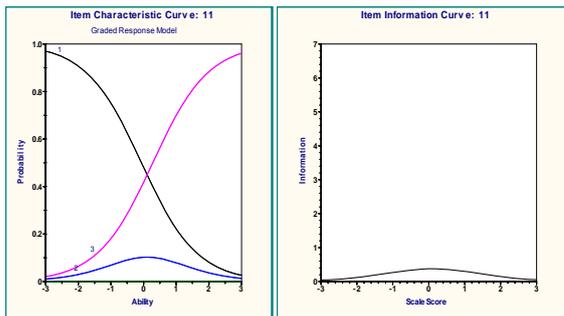
Item 9: luz



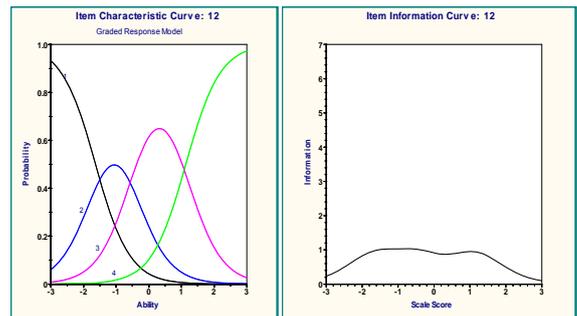
Item 10: slide



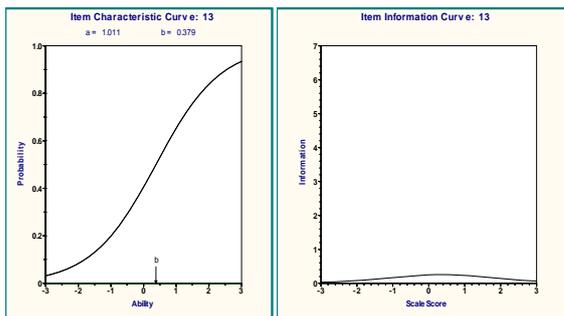
Item 11: Xerox



Item 12: infra-estrutura



Item 13: laboratório de ciências



Item 14: laboratório de informática

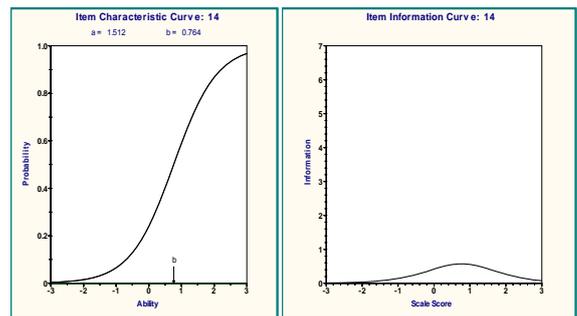
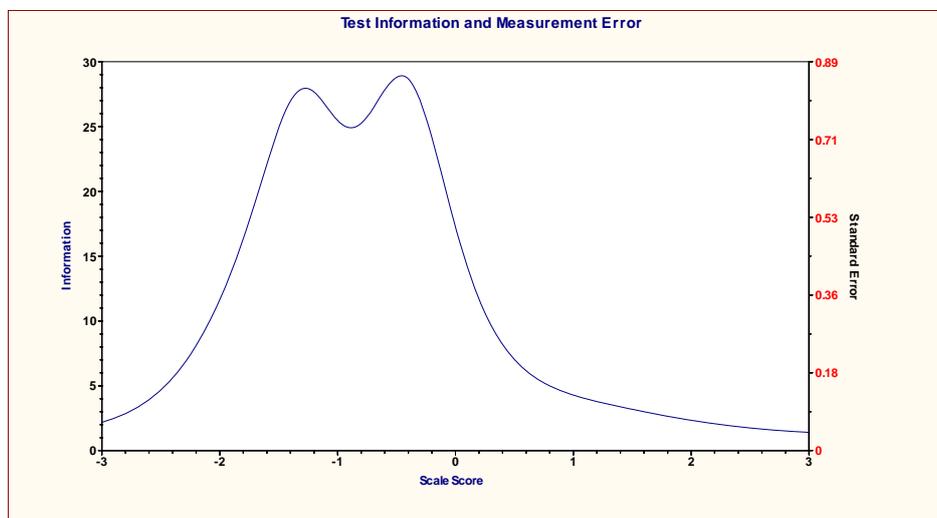


FIGURA 17 - Curva de Informação Total do Índice de Infra-Estrutura Escolar



Anexo 3. Decomposição de Oaxaca-Blinder

Assim como apresentado na equação (5.4), capítulo 5, a decomposição pode assumir uma ordem inversa, ou seja:

$$\Delta E(Y) = [E(X_{t_1}) - E(X_{t_0})] \beta_{t_1} + E(X_{t_0})(\beta_{t_1} - \beta_{t_0})$$

Neste caso, as diferenças nas características são ponderadas equação de desempenho do período t_1 e as diferenças nos coeficientes são ponderadas pelas características médias dos alunos em t_0 . Estas diferentes formas de decompor são consideradas por Blinder (1973) como um problema de *path dependence* da metodologia.

Em geral, os estudos da literatura econômica utilizam o coeficiente do grupo majoritário (brancos ou homens) para avaliar as diferenças nas dotações dos trabalhadores, tendo em vista que o objetivo é avaliar a discriminação contra o grupo minoritário. No caso do nosso estudo, consideramos que a equação do ano de 1997 representaria o “grupo majoritário” por se tratar de um período em que os alunos alcançaram melhores resultados educacionais, quando comparado aos demais períodos em análise. Portanto, utilizamos a equação (5.4) para realizar as decomposições.

Uma terceira forma de decompor seria utilizar como ponderação todos os termos de uma só equação, por exemplo, as características médias e os coeficientes do ano t_0 . Neste caso, seria incorporado à decomposição um novo termo, denominado interação, para que a identidade matemática fosse mantida. A decomposição assumiria o seguinte formato:

$$\Delta E(Y) = [E(X_{t_1}) - E(X_{t_0})] \beta_{t_0} + E(X_{t_0})(\beta_{t_1} - \beta_{t_0}) + [E(X_{t_1}) - E(X_{t_0})](\beta_{t_1} - \beta_{t_0})$$

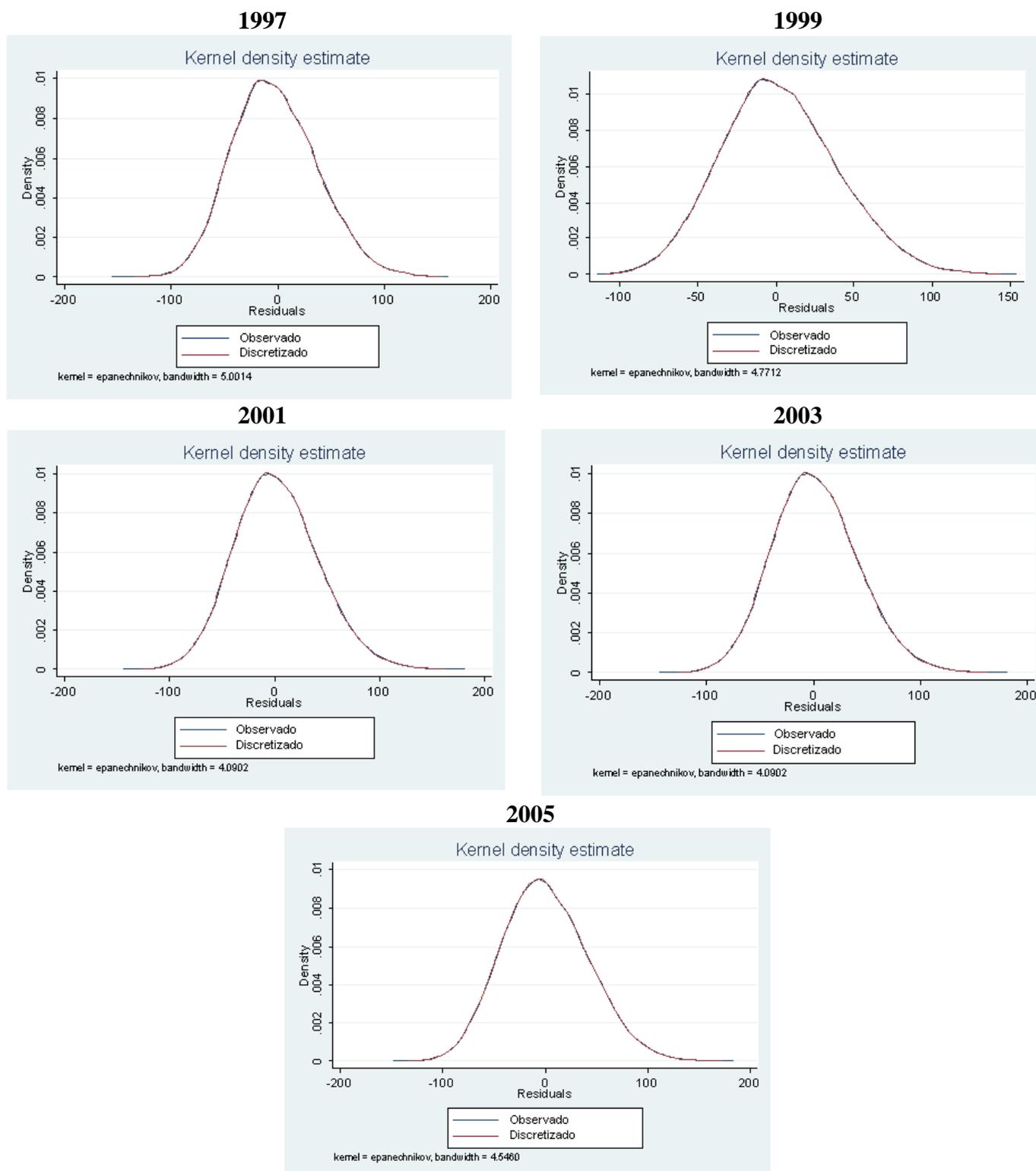
O terceiro componente, $[E(X_{t_1}) - E(X_{t_0})](\beta_{t_1} - \beta_{t_0})$, corresponde a um termo de interação, onde mudanças nas características e nos coeficientes são consideradas simultaneamente entre os dois períodos. Os resultados desta decomposição, denominados por Jan (2008) como *three-fold decomposition*, embora não tenham sido incorporados ao texto do capítulo 5, são apresentados na TAB. 18. A opção por utilizar a decomposição da forma como definida na equação (5.4), ou *two-fold decomposition*, está na similaridade desta com o método de Juhn *et al.* (1993) e, portanto, na garantia da comparabilidade dos resultados.

TABELA 18 – Resultados Decomposição

	Oaxaca-Blinder (three-fold decomposition)				Oaxaca-Blinder (two-fold decomposition)				Junh-Murphy-Pierce (1993)			
Efeito composição												
Sexo: feminino	0,04	-0,04	0,02	0,02	0,04	-0,04	0,02	0,02	0,06	-0,02	0,03	0,04
Cor: pardo	0,02	0,07	-0,09	-0,05	0,02	0,07	-0,09	-0,05	0,02	0,06	-0,09	-0,05
Cor: preto	-0,43	-0,44	-0,42	-0,54	-0,43	-0,44	-0,42	-0,54	-0,43	-0,44	-0,41	-0,54
Família: não reside com ambos os pais	-0,24	-0,69	-0,52	-0,60	-0,24	-0,69	-0,52	-0,60	-0,24	-0,68	-0,52	-0,59
Motivação: não faz lição de casa	-0,15	-0,97	1,31	0,80	-0,15	0,97	1,31	0,80	-0,16	-0,97	1,31	0,81
Defasagem escolar	-0,07	2,14	1,27	2,10	-0,07	2,14	1,27	2,10	-0,06	2,14	1,27	2,09
Nível socioeconômico	-4,50	-1,12	-0,08	0,69	-4,50	-1,12	-0,08	0,69	-4,49	-1,12	-0,08	0,69
Dados ausentes	0,25	-1,54	0,21	-0,71	0,25	-1,54	0,21	-0,71	0,25	-1,53	0,21	-0,70
Total	-5,08	-2,58	1,70	1,73	-5,08	-2,58	1,70	1,73	-5,05	-2,56	1,71	1,74
Efeito retorno												
Sexo: feminino	1,89	0,20	0,51	1,30	1,86	0,20	0,50	1,29	-	-	-	-
Cor: pardo	0,16	-0,46	0,27	-1,23	0,15	-0,41	0,31	-1,33	-	-	-	-
Cor: preto	-0,26	0,02	-0,07	-0,39	-0,37	0,02	-0,10	-0,60	-	-	-	-
Família: não reside com ambos os pais	1,61	0,30	1,24	1,36	1,88	0,45	1,69	1,92	-	-	-	-
Motivação: não faz lição de casa	0,51	-1,13	0,19	-1,04	0,55	-1,62	0,08	-0,67	-	-	-	-
Defasagem escolar	1,62	0,95	0,90	1,09	1,64	0,65	0,73	0,75	-	-	-	-
Nível socioeconômico	-18,10	-11,96	-4,28	-4,43	-16,50	-11,69	-4,27	-4,49	-	-	-	-
Intercepto	6,09	3,58	-12,06	-4,91	6,09	3,58	-12,06	-4,91	-	-	-	-
Dados ausentes	-0,18	-0,38	-0,46	0,03	-0,33	-1,72	-0,21	0,10	-	-	-	-
Total	-6,68	-8,87	-13,75	-8,23	-5,04	-10,54	-13,32	-7,93	-5,04	-10,53	-13,31	-7,93
Efeito interação												
Sexo: feminino	-0,03	0,00	0,00	-0,01	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: pardo	-0,01	0,05	0,04	-0,10	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preto	-0,11	0,01	-0,03	-0,20	-	-	-	-	-	-	-	-
Família: não reside com ambos os pais	0,27	0,14	0,45	0,56	-	-	-	-	-	-	-	-
Motivação: não faz lição de casa	0,04	-0,49	-0,11	0,38	-	-	-	-	-	-	-	-
Defasagem escolar	0,02	-0,31	-0,17	-0,34	-	-	-	-	-	-	-	-
Nível socioeconômico	1,61	0,26	0,01	-0,06	-	-	-	-	-	-	-	-
Dados ausentes	-0,16	-1,17	0,24	0,10	-	-	-	-	-	-	-	-
Total	1,63	-1,67	0,43	0,30	-	-	-	-	-	-	-	-
Efeito resíduo	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,03	-0,01	-0,01	-0,02

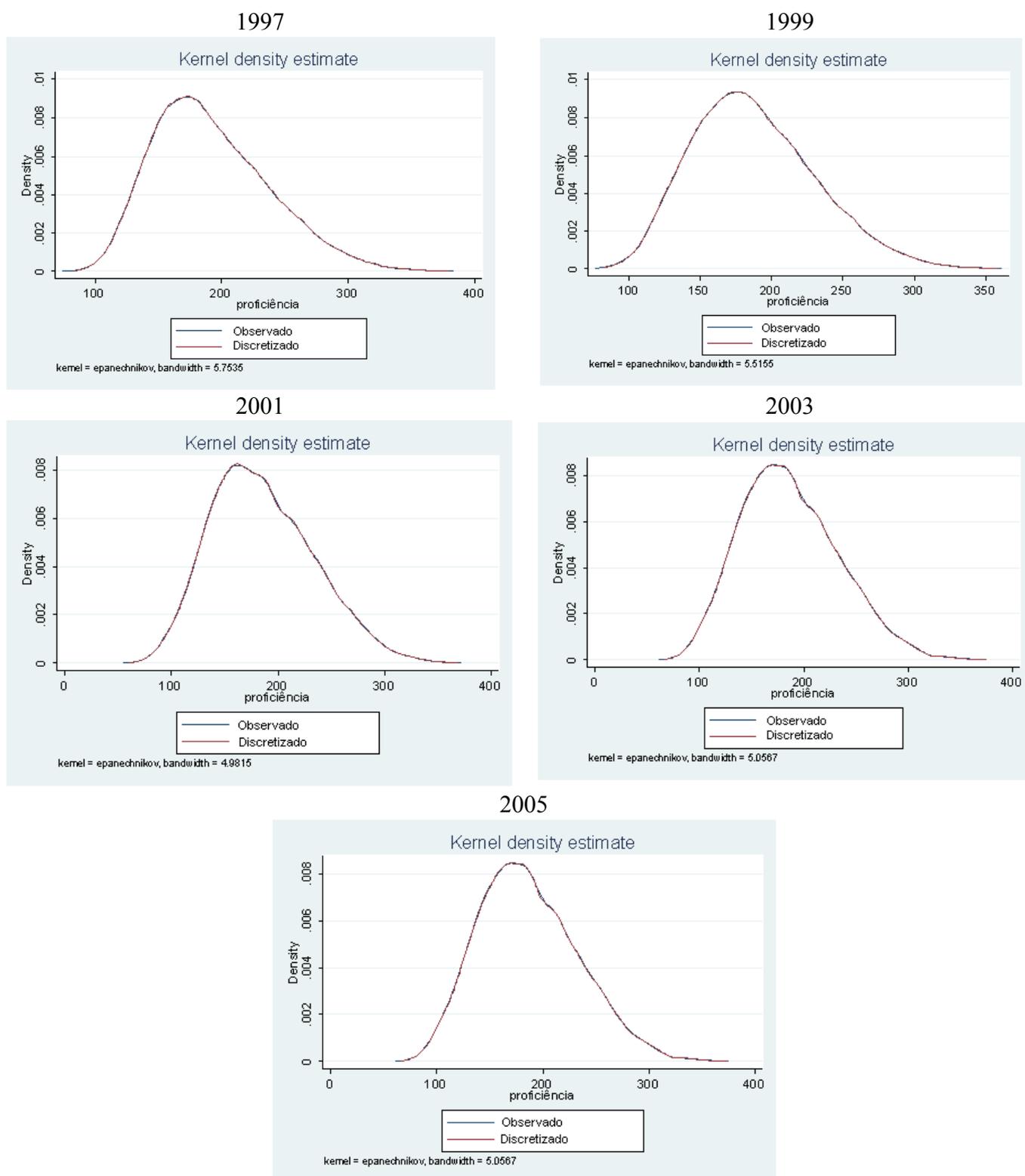
Anexo 4. Distribuições observadas e discretizadas do resíduo e do desempenho escolar dos alunos (alunos como unidade de análise)

FIGURA 18 - Distribuições do resíduo observado (estimado pelas regressões) e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica – SAEB, 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

FIGURA 19 - Distribuições do desempenho escolar observado e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Anexo 5. Resultado das regressões estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários e dos modelos hierárquicos lineares.

TABELA 19 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997

Variáveis do aluno e da escola	Mínimos Quadrados Ordinários								Modelo Hierárquico Linear			
	Modelo 1: aluno		Modelo 2: aluno intraescola		Modelo 3: escola		Modelo 4: escola (sem peso)		Modelo 5		Modelo 6	
	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão
Efeitos fixos												
Intercepto	157,80***	3,95	0,00	0,00	137,22***	16,27	127,78***	8,29	127,72***	8,27	127,73***	8,27
Variáveis do aluno												
Aluno do sexo feminino	-5,02***	1,28	-4,28***	1,30	-	-	-	-	-	-	-4,27***	0,04
Sem resposta no sexo do aluno	-12,92	8,27	-2,87	8,40	-	-	-	-	-	-	-3,26***	0,47
Aluno auto-declarado como pardo	-1,59	1,48	1,83	1,39	-	-	-	-	-	-	1,93***	0,04
Aluno auto-declarado como preto	-13,01***	2,11	-8,06***	1,85	-	-	-	-	-	-	-8,03***	0,08
Sem resposta na cor/raça do aluno	-20,21***	4,62	-14,38**	6,22	-	-	-	-	-	-	-14,82***	0,22
Aluno que não reside com ambos os pais	-5,59***	1,50	-4,41***	1,43	-	-	-	-	-	-	-4,53***	0,05
Sem resposta na co-residência do aluno	-12,80	9,55	-11,28	8,59	-	-	-	-	-	-	-11,11***	0,34
Aluno que não faz dever de casa	-15,67***	2,34	-10,02***	2,01	-	-	-	-	-	-	-9,88***	0,06
Sem resposta no dever de casa do aluno	17,53***	5,17	17,66***	4,50	-	-	-	-	-	-	17,45***	0,17
Aluno com defasagem idade-série	-19,89***	1,57	-12,44***	1,39	-	-	-	-	-	-	-12,59***	0,05
Sem resposta na defasagem idade-série	-17,65***	2,57	-13,22***	2,45	-	-	-	-	-	-	-13,39***	0,13
Nível socioeconômico do aluno	10,87***	0,90	2,58***	0,56	-	-	-	-	-	-	2,54***	0,02
Variáveis da escola												
Proporção de alunos do sexo feminino	-	-	-	-	-8,07	9,72	-6,59	4,41	-6,84	4,42	-6,83	4,42
Proporção de alunos pardos	-	-	-	-	-10,16	6,90	-6,63*	3,55	-6,96*	3,56	-6,94*	3,56
Proporção de alunos pretos	-	-	-	-	-19,92	14,62	-22,80***	6,69	-23,50***	6,72	-23,48***	6,72
Proporção de alunos que não residem com ambos os pais	-	-	-	-	-2,55	9,66	-21,36***	4,27	-20,93***	4,30	-20,95***	4,29
Proporção de alunos que não fazem dever de casa	-	-	-	-	-36,22***	11,14	-28,59***	4,86	-28,14***	4,89	-28,15***	4,89
Proporção de alunos com defasagem idade-série	-	-	-	-	-11,66*	6,02	-0,83	3,22	-1,27	3,22	-1,26	3,22
Nível socioeconômico médio do aluno	-	-	-	-	17,77***	2,48	19,46***	1,26	19,49***	1,25	19,49***	1,25
Escola estadual	-	-	-	-	-5,05	4,01	-7,57***	1,97	-7,37***	1,97	-7,38***	1,97
Escola municipal	-	-	-	-	-6,58	4,23	-7,41***	2,10	-7,21***	2,10	-7,22***	2,10
Infra-estrutura escolar	-	-	-	-	0,60	0,52	0,47	0,29	0,47	0,29	0,47	0,29
Escolas com 50% a 100% dos professores com ensino superior ou mais	-	-	-	-	2,66	2,58	1,51	1,31	1,54	1,30	1,54	1,30
Escolas sem a informação sobre a escolaridade dos professores	-	-	-	-	-2,85	4,48	-5,24	4,78	-5,18	4,86	-5,18	4,86
Escolas com 60% a 100% de professores com 10 anos ou mais em atividades de docência	-	-	-	-	1,36	1,98	1,81*	1,10	1,76	1,09	1,76	1,09
Escolas sem a informação sobre a experiência profissional dos professores	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Escola cujo diretor possui curso superior ou mais	-	-	-	-	-3,15	2,05	-1,75	1,40	-1,77	1,40	-1,77	1,40
Escola sem a informação sobre a escolaridade do diretor	-	-	-	-	-2,65	6,49	-4,36	4,39	-4,38	4,33	-4,38	4,34
Escola cujo diretor trabalha há 10 anos ou mais em atividades de direção	-	-	-	-	4,58*	2,36	1,79	1,22	1,90	1,21	1,90	1,21
Escola sem a informação sobre a experiência profissional do diretor	-	-	-	-	0,49	9,02	9,29	5,69	9,33*	5,62	9,33*	5,63
Escola da região Nordeste	-	-	-	-	-10,64***	2,64	-10,55***	1,90	-10,45***	1,88	-10,46***	1,88
Escola da região Norte	-	-	-	-	-14,03***	2,70	-12,14***	1,81	-12,13***	1,79	-12,13***	1,79
Escola da região Centro-Oeste	-	-	-	-	-3,50	2,65	-4,07**	2,04	-4,01**	2,01	-4,02**	2,01
Escola da região Sul	-	-	-	-	-7,00**	2,84	-4,35*	2,50	-4,42*	2,47	-4,42*	2,48
Efeitos aleatórios												
Variância intraescola	-	-	-	-	-	-	-	-	1294,85***	-	1228,54***	-
Variância entre-escola	-	-	-	-	-	-	-	-	168,23***	-	168,47***	-
R-ajustado	20,02	-	5,12	-	79,54	-	78,15	-	-	-	-	-
Amostra de aluno	18.588	-	18.588	-	-	-	-	-	18.588	-	18.588	-
Amostra de escola	-	-	-	-	698	-	698	-	698	-	698	-

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997.

Notas:

- 1) Variável-resposta do modelo 1: proficiência do aluno.
- 2) Variável-resposta do modelo 2: proficiência do aluno centralizada na média da escola. Covariáveis centralizadas na média da escola.
- 3) Variável-resposta do modelo 3 e 4: proficiência média da escola.
- 4) Variável-resposta dos modelos 5 e 6: proficiência do aluno. Covariáveis do modelo 6 centralizadas na média da escola.
- 5) Coeficientes: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

TABELA 20 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1999

Variáveis do aluno e da escola	Mínimos Quadrados Ordinários								Modelo Hierárquico Linear			
	Modelo 1: aluno		Modelo 2: aluno intraescola		Modelo 3: escola		Modelo 4: escola (sem peso)		Modelo 5		Modelo 6	
	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão
Efeitos fixos												
Intercepto	163,47***	2,23	0,02	0,03	169,84***	7,91	168,40***	4,70	168,33***	4,66	168,36***	4,66
Variáveis do aluno												
Aluno do sexo feminino	-1,26	1,09	-1,76	1,13	-	-	-	-	-	-	-1,83***	0,04
Sem resposta no sexo do aluno	-8,37*	5,03	-4,58	6,10	-	-	-	-	-	-	-4,51***	0,19
Aluno auto-declarado como pardo	-1,19	1,24	1,26	1,40	-	-	-	-	-	-	1,42***	0,04
Aluno auto-declarado como preto	-16,30***	1,83	-11,89***	1,82	-	-	-	-	-	-	-11,62***	0,06
Sem resposta na cor/raça do aluno	-13,99***	4,76	-9,15**	4,84	-	-	-	-	-	-	-9,15***	0,16
Aluno que não reside com ambos os pais	0,64	1,22	0,77	1,24	-	-	-	-	-	-	0,63***	0,04
Sem resposta na co-residência do aluno	-12,21**	5,20	-10,79*	5,89	-	-	-	-	-	-	-10,51***	0,18
Aluno que não faz dever de casa	-12,09***	1,86	-6,97***	1,85	-	-	-	-	-	-	-6,92***	0,06
Sem resposta no dever de casa do aluno	4,02	3,10	5,71*	2,96	-	-	-	-	-	-	6,28***	0,12
Aluno com defasagem idade-série	-15,05***	1,12	-11,76***	1,23	-	-	-	-	-	-	-11,60***	0,05
Sem resposta na defasagem idade-série	-18,24***	5,43	-10,94**	5,81	-	-	-	-	-	-	-11,29***	0,16
Nível socioeconômico do aluno	6,98***	0,43	1,03*	0,57	-	-	-	-	-	-	1,04***	0,02
Variáveis da escola												
Proporção de alunos do sexo feminino	-	-	-	-	-4,45	2,98	-3,46**	1,61	-3,30**	1,60	-3,31**	1,60
Proporção de alunos pardos	-	-	-	-	-2,30	3,04	-1,75	1,60	-1,82	1,60	-1,82	1,60
Proporção de alunos pretos	-	-	-	-	-26,18***	5,10	-17,06***	2,77	-17,04***	2,75	-17,04***	2,75
Proporção de alunos que não residem com ambos os pais	-	-	-	-	-1,43	2,87	-0,48	1,72	-0,54	1,71	-0,54	1,72
Proporção de alunos que não fazem dever de casa	-	-	-	-	-19,75***	3,17	-20,32***	2,47	-20,27***	2,45	-20,27***	2,45
Proporção de alunos com defasagem idade-série	-	-	-	-	-5,58**	2,85	-6,04***	1,71	-5,93***	1,70	-5,94***	1,70
Nível socioeconômico médio do aluno	-	-	-	-	6,77***	0,78	6,68***	0,45	6,73***	0,44	6,72***	0,44
Escola estadual	-	-	-	-	-17,53***	2,52	-16,75***	1,41	-16,75***	1,40	-16,75***	1,40
Escola municipal	-	-	-	-	-15,31***	2,67	-14,79***	1,47	-14,76***	1,46	-14,76***	1,46
Infra-estrutura escolar	-	-	-	-	2,43***	0,75	2,18***	0,60	2,14***	0,60	2,14***	0,60
Escolas com 50% a 100% dos professores com ensino superior ou mais	-	-	-	-	1,02	1,57	0,98	0,98	0,97	0,98	0,97	0,98
Escolas sem a informação sobre a escolaridade dos professores	-	-	-	-	-2,29	8,66	0,79	3,56	0,64	3,55	0,65	3,55
Escolas com 60% a 100% de professores com 10 anos ou mais em atividades de docência	-	-	-	-	0,28	1,31	1,83**	0,90	1,89**	0,89	1,89**	0,89
Escolas sem a informação sobre a experiência profissional dos professores	-	-	-	-	0,56	9,09	-0,72	3,71	-0,45	3,70	-0,45	3,70
Escola cujo diretor possui curso superior ou mais	-	-	-	-	-1,26	1,44	0,06	1,02	0,09	1,01	0,09	1,01
Escola sem a informação sobre a escolaridade do diretor	-	-	-	-	-1,26	2,63	3,15	3,25	3,11	3,23	3,10	3,23
Escola cujo diretor trabalha há 10 anos ou mais em atividades de direção	-	-	-	-	1,78	1,57	2,20**	1,05	2,09**	1,04	2,09**	1,04
Escola sem a informação sobre a experiência profissional do diretor	-	-	-	-	-6,31*	3,72	-6,01*	3,37	-5,92*	3,35	-5,91*	3,35
Escola da região Nordeste	-	-	-	-	-8,49***	2,11	-8,58***	1,42	-8,59***	1,41	-8,58***	1,41
Escola da região Norte	-	-	-	-	-7,78***	2,11	-10,35***	1,54	-10,31***	1,53	-10,31***	1,53
Escola da região Centro-Oeste	-	-	-	-	-2,68	2,19	-4,98***	1,53	-5,03***	1,51	-5,03***	1,51
Escola da região Sul	-	-	-	-	-4,54**	2,15	-2,92*	1,70	-2,95*	1,67	-2,95*	1,67
Efeitos aleatórios												
Variância intraescola	-	-	-	-	-	-	-	-	1004,06***	-	960,36***	-
Variância entre-escola	-	-	-	-	-	-	-	-	476,17***	-	476,83***	-
R-ajustado	18,27	-	4,42	-	49,76	-	52,03	-	-	-	-	-
Amostra de aluno	16.811	-	16.811	-	-	-	-	-	16.811	-	16.811	-
Amostra de escola	-	-	-	-	2.898	-	2.898	-	2.898	-	2.898	-

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997.

Notas:

- 1) Variável-resposta do modelo 1: proficiência do aluno.
- 2) Variável-resposta do modelo 2: proficiência do aluno centralizada na média da escola. Covariáveis centralizadas na média da escola.
- 3) Variável-resposta do modelo 3 e 4: proficiência média da escola.
- 4) Variável-resposta dos modelos 5 e 6: proficiência do aluno. Covariáveis do modelo 6 centralizadas na média da escola.
- 5) Coeficientes: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

TABELA 21 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 2001

Variáveis do aluno e da escola	Mínimos Quadrados Ordinários								Modelo Hierárquico Linear			
	Modelo 1: aluno		Modelo 2: aluno intraescola		Modelo 3: escola		Modelo 4: escola (sem peso)		Modelo 5		Modelo 6	
	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão
Efeitos fixos												
Intercepto	161,10***	1,92	0,00	0,00	153,35	5,98	157,54***	3,24	156,52***	3,15	156,62***	3,15
Variáveis do aluno												
Aluno do sexo feminino	-4,62***	0,70	-4,93***	0,64	-	-	-	-	-	-	-4,94***	0,04
Sem resposta no sexo do aluno	-13,41***	2,17	-10,57***	1,98	-	-	-	-	-	-	-10,56***	0,11
Aluno auto-declarado como pardo	-2,75***	0,84	0,16	0,82	-	-	-	-	-	-	0,16***	0,05
Aluno auto-declarado como preto	-12,80***	1,14	-7,52***	1,17	-	-	-	-	-	-	-7,51***	0,07
Sem resposta na cor/raça do aluno	-18,53***	1,69	-15,00***	1,55	-	-	-	-	-	-	-15,03***	0,10
Aluno que não reside com ambos os pais	-4,41***	0,77	-3,50***	0,81	-	-	-	-	-	-	-3,51***	0,04
Sem resposta na co-residência do aluno	-15,43***	1,33	-11,15***	1,25	-	-	-	-	-	-	-11,15***	0,09
Aluno que não faz dever de casa	-23,62***	1,38	-18,30***	1,25	-	-	-	-	-	-	-18,32***	0,07
Sem resposta no dever de casa do aluno	4,20**	1,65	4,35***	1,65	-	-	-	-	-	-	4,34***	0,09
Aluno com defasagem idade-série	-17,05***	1,03	-12,00***	0,89	-	-	-	-	-	-	-12,00***	0,06
Sem resposta na defasagem idade-série	-22,97***	1,51	-18,70***	1,50	-	-	-	-	-	-	-18,68***	0,09
Nível socioeconômico do aluno	8,30***	0,33	1,612***	0,33	-	-	-	-	-	-	1,61***	0,02
Variáveis da escola												
Proporção de alunos do sexo feminino	-	-	-	-	-4,22	3,57	-5,53***	1,75	-6,22***	1,74	-6,18***	1,73
Proporção de alunos pardos	-	-	-	-	0,74	2,93	1,975642	1,54	1,97	1,51	1,97	1,51
Proporção de alunos pretos	-	-	-	-	-12,83**	5,74	-13,79***	2,78	-13,37***	2,72	-13,40***	2,72
Proporção de alunos que não residem com ambos os pais	-	-	-	-	-12,29***	2,89	-12,59***	1,53	-12,64***	1,50	-12,64**	1,50
Proporção de alunos que não fazem dever de casa	-	-	-	-	-45,31***	3,83	-38,05***	1,98	-38,26***	1,91	-38,24***	1,91
Proporção de alunos com defasagem idade-série	-	-	-	-	-6,38**	3,10	-5,46***	1,77	-4,17**	1,71	-4,27**	1,72
Nível socioeconômico médio do aluno	-	-	-	-	11,61***	0,75	11,16***	0,42	11,39***	0,41	11,37***	0,41
Escola estadual	-	-	-	-	-9,94***	2,35	-13,31***	1,09	-13,14***	1,06	-13,15***	1,06
Escola municipal	-	-	-	-	-11,47***	2,09	-13,97***	1,13	-13,78***	1,10	-13,80***	1,10
Infra-estrutura escolar	-	-	-	-	0,83***	0,27	0,88***	0,17	0,86***	0,17	0,87***	0,17
Escolas com 50% a 100% dos professores com ensino superior ou mais	-	-	-	-	-0,07	1,22	1,77**	0,71	1,70**	0,68	1,71**	0,68
Escolas sem a informação sobre a escolaridade dos professores	-	-	-	-	-0,73	2,15	1,547573	1,22	1,38	1,18	1,40	1,18
Escolas com 60% a 100% de professores com 10 anos ou mais em atividades de docência	-	-	-	-	0,42	1,00	0,6479754	0,70	0,48	0,68	0,49	0,68
Escolas sem a informação sobre a experiência profissional dos professores	-	-	-	-	3,01	4,96	4,87*	2,86	4,44	2,78	4,47	2,79
Escola cujo diretor possui curso superior ou mais	-	-	-	-	-0,11	1,29	-2,15**	0,85	-1,91**	0,81	-1,93**	0,82
Escola sem a informação sobre a escolaridade do diretor	-	-	-	-	2,78	3,99	0,7129761	3,11	1,04	3,00	1,01	3,00
Escola cujo diretor trabalha há 10 anos ou mais em atividades de direção	-	-	-	-	-0,37	1,19	1,111946	0,76	1,00	0,73	1,01	0,73
Escola sem a informação sobre a experiência profissional do diretor	-	-	-	-	-6,00	4,94	-0,3870994	2,99	-0,75	2,88	-0,72	2,88
Escola da região Nordeste	-	-	-	-	-6,64***	1,65	-6,95***	1,10	-7,01***	1,05	-7,01***	1,05
Escola da região Norte	-	-	-	-	-10,19***	1,86	-11,09***	1,21	-11,28***	1,16	-11,27***	1,16
Escola da região Centro-Oeste	-	-	-	-	-3,47**	1,68	-6,47***	1,16	-6,53***	1,11	-6,53***	1,12
Escola da região Sul	-	-	-	-	-3,89**	1,86	-3,96***	1,24	-4,13***	1,18	-4,11***	1,18
Efeitos aleatórios												
Variância intraescola	-	-	-	-	-	-	-	-	1.328,52	-	1.181,95***	-
Variância entre-escola	-	-	-	-	-	-	-	-	297,12	-	300,00***	-
R-ajustado	27,83	-	11,03	-	70,72	-	70,88	-	-	-	-	-
Amostra de aluno	50.782	-	50.782	-	-	-	-	-	50.782	-	50.782	-
Amostra de escola	-	-	-	-	3.551	-	3.551	-	3.551	-	3.551	-

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997.

Notas:

- 1) Variável-resposta do modelo 1: proficiência do aluno.
- 2) Variável-resposta do modelo 2: proficiência do aluno centralizada na média da escola. Covariáveis centralizadas na média da escola.
- 3) Variável-resposta do modelo 3 e 4: proficiência média da escola.
- 4) Variável-resposta dos modelos 5 e 6: proficiência do aluno. Covariáveis do modelo 6 centralizadas na média da escola.
- 5) Coeficientes: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

TABELA 22 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 2003

Variáveis do aluno e da escola	Mínimos Quadrados Ordinários								Modelo Hierárquico Linear			
	Modelo 1: aluno		Modelo 2: aluno intraescola		Modelo 3: escola		Modelo 4: escola (sem peso)		Modelo 5		Modelo 6	
	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão
Efeitos fixos												
Intercepto	145,65***	2,04	0,00	0,00	157,76***	7,67	155,46***	3,66	154,07***	3,65	154,12***	3,65
Variáveis do aluno												
Aluno do sexo feminino	-4,01***	0,85	-4,87***	0,80	-	-	-	-	-	-	-4,87***	0,04
Sem resposta no sexo do aluno	-21,19***	4,49	-19,17***	3,84	-	-	-	-	-	-	-19,17***	0,29
Aluno auto-declarado como pardo	-0,89	0,95	1,96**	0,94	-	-	-	-	-	-	1,96***	0,05
Aluno auto-declarado como preto	-13,88***	1,41	-10,99***	1,14	-	-	-	-	-	-	-10,99***	0,07
Sem resposta na cor/raça do aluno	-21,34***	3,37	-13,10***	3,06	-	-	-	-	-	-	-13,10***	0,24
Aluno que não reside com ambos os pais	-0,78	0,84	-0,49	0,76	-	-	-	-	-	-	-0,49***	0,04
Sem resposta na co-residência do aluno	-10,36***	3,83	-5,21	3,69	-	-	-	-	-	-	-5,19***	0,22
Aluno que não faz dever de casa	-14,33***	2,23	-9,44***	2,26	-	-	-	-	-	-	-9,44***	0,10
Sem resposta no dever de casa do aluno	2,66	3,53	6,08*	3,42	-	-	-	-	-	-	6,06***	0,23
Aluno com defasagem idade-série	-17,19***	1,04	-14,33***	1,01	-	-	-	-	-	-	-14,34***	0,05
Sem resposta na defasagem idade-série	-24,14***	5,55	-13,90***	5,07	-	-	-	-	-	-	-13,90***	0,28
Nível socioeconômico do aluno	9,95***	0,41	2,80***	0,42	-	-	-	-	-	-	2,80***	0,02
Variáveis da escola												
Proporção de alunos do sexo feminino	-	-	-	-	-4,09	3,65	-3,37*	1,89	-2,96	1,91	-2,98	1,90
Proporção de alunos pardos	-	-	-	-	-6,61**	2,76	-1,78	1,60	-2,13	1,60	-2,11	1,60
Proporção de alunos pretos	-	-	-	-	-11,72**	5,75	-11,45***	3,22	-11,88***	3,21	-11,87***	3,21
Proporção de alunos que não residem com ambos os pais	-	-	-	-	1,69	3,49	-1,88	1,92	-1,55	1,92	-1,55	1,92
Proporção de alunos que não fazem dever de casa	-	-	-	-	-44,98***	6,03	-34,93***	4,20	-34,62***	4,12	-34,63***	4,13
Proporção de alunos com defasagem idade-série	-	-	-	-	-4,65	3,32	-10,58***	1,84	-10,10***	1,82	-10,13***	1,82
Nível socioeconômico médio do aluno	-	-	-	-	10,52***	1,03	10,63***	0,47	10,86***	0,47	10,85***	0,47
Escola estadual	-	-	-	-	-14,77***	2,38	-13,80***	1,25	-13,49***	1,24	-13,50***	1,24
Escola municipal	-	-	-	-	-17,52***	2,72	-14,73***	1,31	-14,42***	1,30	-14,44***	1,30
Infra-estrutura escolar	-	-	-	-	0,77***	0,30	0,85***	0,20	0,83***	0,19	0,83***	0,19
Escolas com 50% a 100% dos professores com ensino superior ou mais	-	-	-	-	1,03	1,17	1,59**	0,75	1,56**	0,74	1,56**	0,74
Escolas sem a informação sobre a escolaridade dos professores	-	-	-	-	1,14	4,91	-5,83	3,83	-5,57	3,77	-5,59	3,77
Escolas com 60% a 100% de professores com 10 anos ou mais em atividades de docência	-	-	-	-	1,10	1,18	0,89	0,72	0,75	0,71	0,76	0,71
Escolas sem a informação sobre a experiência profissional dos professores	-	-	-	-	4,25	3,25	8,67	5,39	8,37	5,33	8,38	5,33
Escola cujo diretor possui curso superior ou mais	-	-	-	-	-2,30	1,45	-2,25**	1,12	-2,29**	1,10	-2,29**	1,11
Escola sem a informação sobre a escolaridade do diretor	-	-	-	-	-6,86**	3,30	-2,74	1,80	-3,09*	1,78	-3,07*	1,78
Escola cujo diretor trabalha há 10 anos ou mais em atividades de direção	-	-	-	-	2,17*	1,31	1,59*	0,83	1,57*	0,82	1,57	0,82
Escola sem a informação sobre a experiência profissional do diretor	-	-	-	-	6,51	8,59	3,58	4,02	3,43	3,97	3,43	3,97
Escola da região Nordeste	-	-	-	-	-10,44***	2,07	-11,27***	1,08	-11,07***	1,06	-11,07***	1,06
Escola da região Norte	-	-	-	-	-12,81***	2,29	-13,51***	1,30	-13,28***	1,28	-13,29***	1,28
Escola da região Centro-Oeste	-	-	-	-	-7,17***	1,82	-9,31***	1,21	-9,26***	1,19	-9,26***	1,20
Escola da região Sul	-	-	-	-	-4,80**	1,89	-5,39***	1,20	-5,41***	1,17	-5,40***	1,17
Efeitos aleatórios												
Variância intraescola	-	-	-	-	-	-	-	-	1,237,83		1,165,63	
Variância entre-escola	-	-	-	-	-	-	-	-	313,54		314,41	
R-ajustado	22,61		5,83		67,22		69,91		-		-	
Amostra de aluno	40.596		40.596		2.915		2.915		40.596		40.596	
Amostra de escola	-		-		-		-		2.915		2.915	

Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997.

Notas:

- 1) Variável-resposta do modelo 1: proficiência do aluno.
- 2) Variável-resposta do modelo 2: proficiência do aluno centralizada na média da escola. Covariáveis centralizadas na média da escola.
- 3) Variável-resposta do modelo 3 e 4: proficiência média da escola.
- 4) Variável-resposta dos modelos 5 e 6: proficiência do aluno. Covariáveis do modelo 6 centralizadas na média da escola.
- 5) Coeficientes: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

TABELA 23 - Resultados das regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos modelos hierárquicos lineares (MHL), 4a série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 2005

Variáveis do aluno e da escola	Mínimos Quadrados Ordinários								Modelo Hierárquico Linear			
	Modelo 1: aluno		Modelo 2: aluno intraescola		Modelo 3: escola		Modelo 4: escola (sem peso)		Modelo 5		Modelo 6	
	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão
Efeitos fixos												
Intercepto	152,79***	2,79	0,00	0,01	174,26***	9,40	151,12***	4,17	150,88***	4,16	150,88***	4,16
Variáveis do aluno												
Aluno do sexo feminino	-2,44**	1,12	-3,38***	1,12	-	-	-	-	-	-	-3,42***	0,04
Sem resposta no sexo do aluno	-27,12***	3,28	-21,61***	3,15	-	-	-	-	-	-	-21,62***	0,17
Aluno auto-declarado como pardo	-4,71***	1,36	-2,28*	1,30	-	-	-	-	-	-	-2,24***	0,05
Aluno auto-declarado como preto	-17,91***	2,13	-14,08***	2,25	-	-	-	-	-	-	-14,09***	0,07
Sem resposta na cor/raça do aluno	-9,18***	2,55	-4,46**	2,30	-	-	-	-	-	-	-4,47***	0,11
Aluno que não reside com ambos os pais	-0,32	1,06	0,14	0,92	-	-	-	-	-	-	0,10**	0,05
Sem resposta na co-residência do aluno	-13,31***	2,16	-9,01***	1,98	-	-	-	-	-	-	-8,86***	0,10
Aluno que não faz dever de casa	-23,01***	2,63	-14,47***	2,84	-	-	-	-	-	-	-14,47***	0,10
Sem resposta no dever de casa do aluno	15,77***	3,14	8,83***	3,06	-	-	-	-	-	-	8,85***	0,14
Aluno com defasagem idade-série	-16,63***	1,13	-13,72***	1,00	-	-	-	-	-	-	-13,70***	0,06
Sem resposta na defasagem idade-série	-18,11***	4,02	-11,01***	4,27	-	-	-	-	-	-	-11,08***	0,19
Nível socioeconômico do aluno	9,92***	0,48	2,42***	0,45	-	-	-	-	-	-	2,41***	0,02
Variáveis da escola												
Proporção de alunos do sexo feminino	-	-	-	-	0,77	4,62	0,12	2,24	0,20	2,24	0,20	2,24
Proporção de alunos pardos	-	-	-	-	-1,73	3,99	0,77	1,92	0,72	1,91	0,73	1,91
Proporção de alunos pretos	-	-	-	-	-17,03**	7,15	-11,47***	3,42	-11,59***	3,41	-11,61***	3,41
Proporção de alunos que não residem com ambos os pais	-	-	-	-	-5,78	5,16	-4,39**	2,24	-4,23*	2,23	-4,22*	2,23
Proporção de alunos que não fazem dever de casa	-	-	-	-	-40,35***	9,48	-39,74***	4,02	-39,91***	3,99	-39,88***	3,99
Proporção de alunos com defasagem idade-série	-	-	-	-	-12,04**	5,24	-14,33***	2,17	-14,34***	2,16	-14,32***	2,16
Nível socioeconômico médio do aluno	-	-	-	-	9,99***	1,14	11,89***	0,50	11,93***	0,50	11,93***	0,50
Escola estadual	-	-	-	-	-16,57***	2,88	-12,24***	1,30	-12,19***	1,30	-12,19***	1,30
Escola municipal	-	-	-	-	-17,92***	3,00	-14,09***	1,34	-14,08***	1,34	-14,07***	1,34
Infra-estrutura escolar	-	-	-	-	-0,08	0,47	0,67***	0,21	0,67***	0,21	0,67***	0,21
Escolas com 50% a 100% dos professores com ensino superior ou mais	-	-	-	-	2,92*	1,66	2,55***	0,85	2,52***	0,85	2,52***	0,85
Escolas sem a informação sobre a escolaridade dos professores	-	-	-	-	1,43	4,99	2,73	2,20	2,70	2,19	2,70	2,19
Escolas com 60% a 100% de professores com 10 anos ou mais em atividades de docência	-	-	-	-	-1,13	1,72	1,28	0,78	1,27	0,77	1,27	0,78
Escolas sem a informação sobre a experiência profissional dos professores	-	-	-	-	-0,85	5,26	-1,35	2,29	-1,30	2,28	-1,31	2,28
Escola cujo diretor possui curso superior ou mais	-	-	-	-	-1,65	2,70	-0,49	1,69	-0,52	1,68	-0,52	1,68
Escola sem a informação sobre a escolaridade do diretor	-	-	-	-	-6,88*	3,80	-1,17	2,31	-1,20	2,30	-1,20	2,30
Escola cujo diretor trabalha há 10 anos ou mais em atividades de direção	-	-	-	-	2,70	1,98	2,38***	0,89	2,34***	0,88	2,34***	0,88
Escola sem a informação sobre a experiência profissional do diretor	-	-	-	-	-6,45*	3,35	-0,59	2,12	-0,86	2,12	-0,86	2,12
Escola da região Nordeste	-	-	-	-	-16,76***	2,40	-12,57***	1,23	-12,48***	1,22	-12,48***	1,22
Escola da região Norte	-	-	-	-	-14,06***	2,43	-13,58***	1,32	-13,53***	1,31	-13,55***	1,31
Escola da região Centro-Oeste	-	-	-	-	-8,63***	2,49	-8,24***	1,35	-8,17***	1,34	-8,18***	1,34
Escola da região Sul	-	-	-	-	-3,37	2,68	-5,70***	1,43	-5,70***	1,42	-5,70***	1,42
Efeitos aleatórios												
Variância intraescola	-	-	-	-	-	-	-	-	1.393,86		1.312,49	
Variância entre-escola	-	-	-	-	-	-	-	-	297,53		298,04	
R-ajustado	20,70		5,86		64,53		72,46		-		-	
Amostra de aluno	37.719		37.719		-		-		37.719		37.719	
Amostra de escola	-		-		2.508		2.508		2.508		2.508	

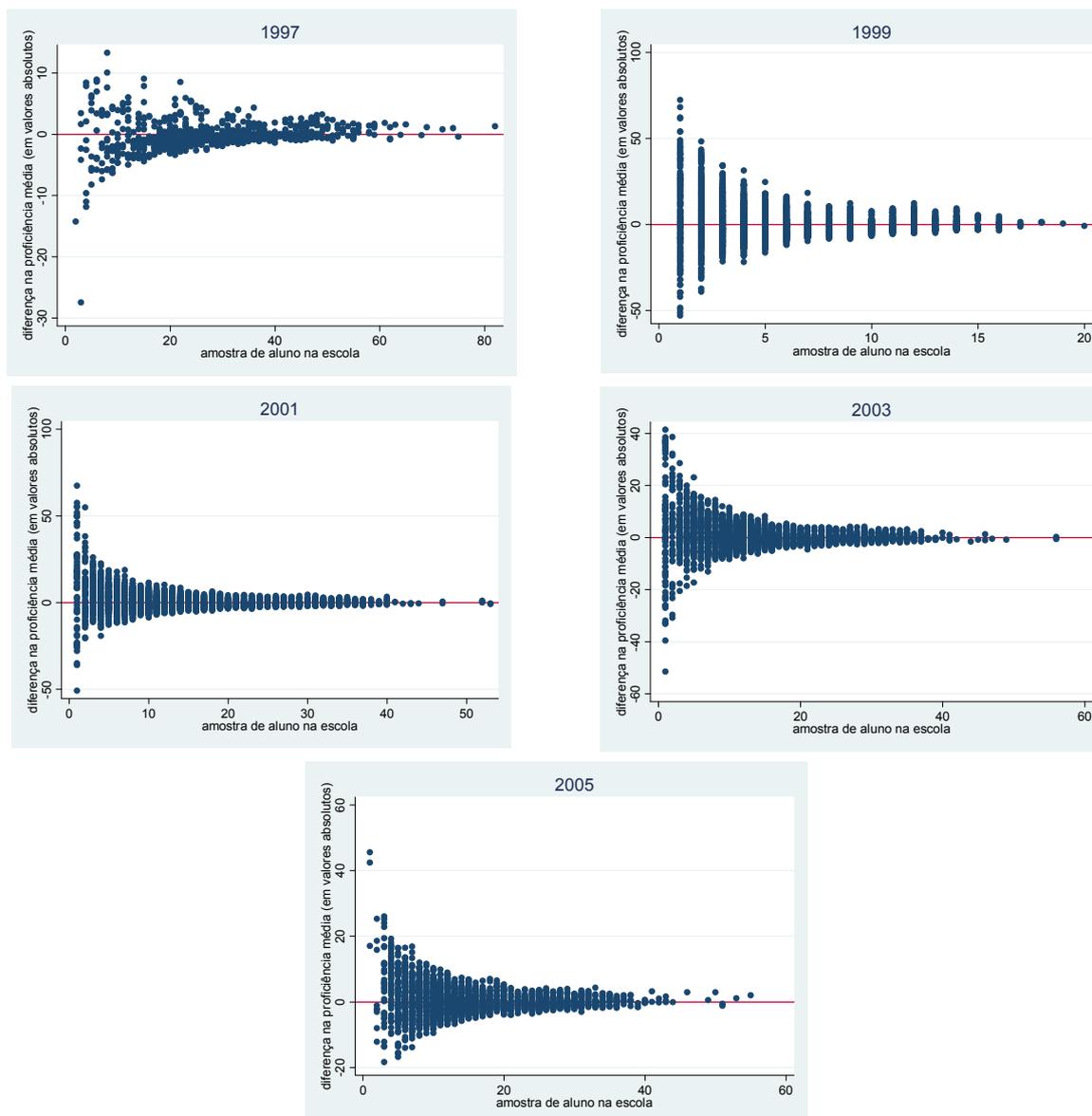
Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997.

Notas:

- 1) Variável-resposta do modelo 1: proficiência do aluno.
- 2) Variável-resposta do modelo 2: proficiência do aluno centralizada na média da escola. Covariáveis centralizadas na média da escola.
- 3) Variável-resposta do modelo 3 e 4: proficiência média da escola.
- 4) Variável-resposta dos modelos 5 e 6: proficiência do aluno. Covariáveis do modelo 6 centralizadas na média da escola.
- 5) Coeficientes: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Anexo 6. Diferença entre a proficiência média da escola, estimada pela média aritmética simples, e a proficiência média da escola (intercepto), estimada pelo modelo hierárquico linear

FIGURA 20 - Diferença entre a proficiência média da escola, estimada pela média aritmética simples, e a proficiência média da escola (intercepto), estimada pelo modelo hierárquico linear, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005

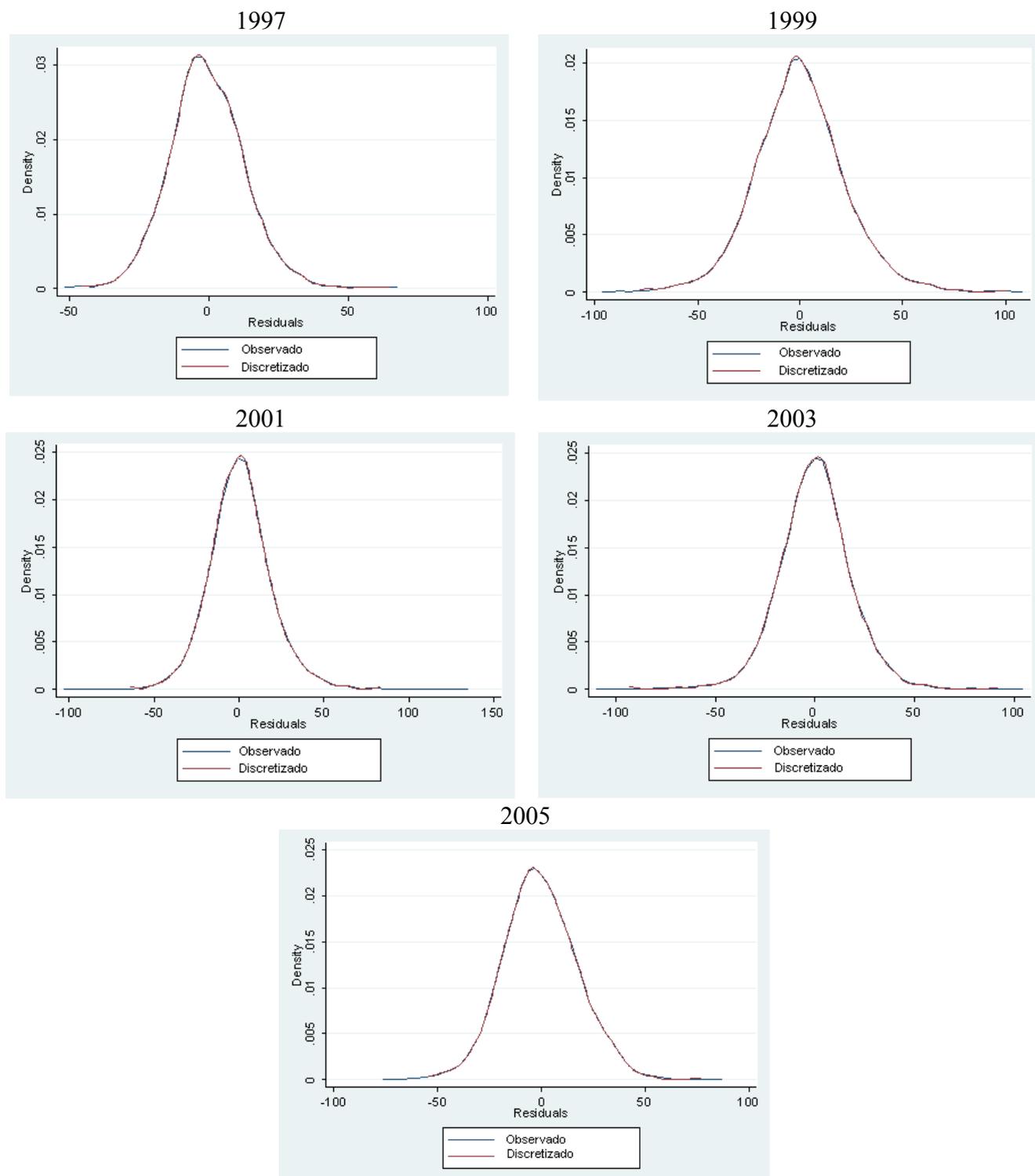


Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

Observamos que à medida que o número de alunos cresce dentro de cada escola, as médias obtidas pelas duas técnicas tendem a se aproximar, pois a diferença entre elas tende para zero. Em amostras pequenas, a média aritmética simples pode se tornar um *outlier* devido à instabilidade associada com a existência de poucas informações dentro da escola.

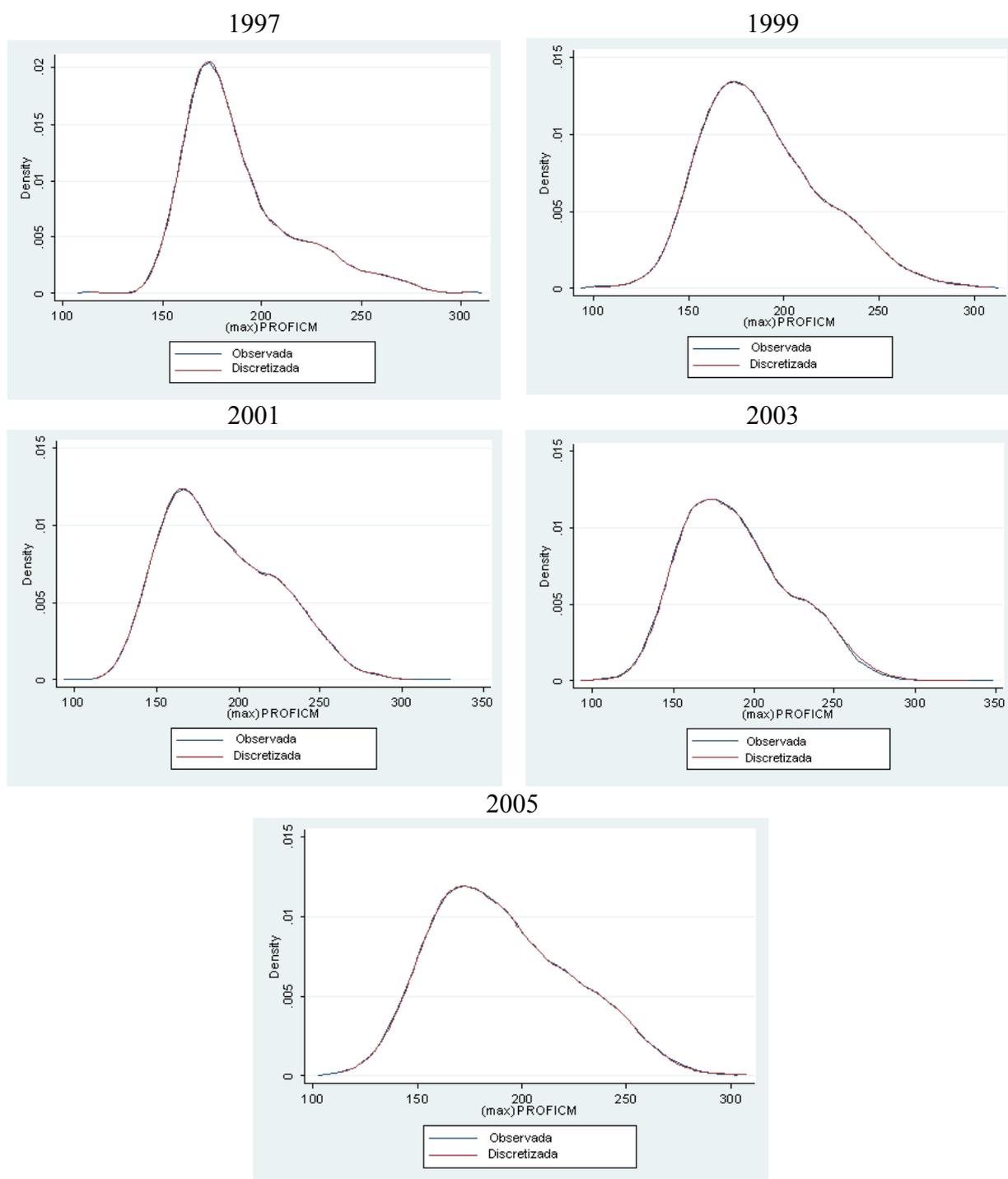
Anexo 7. Distribuições observadas e discretizadas do resíduo e do desempenho médio das escolas (escolas como unidade de análise)

FIGURA 21 - Distribuições do resíduo observado (estimado pelas regressões) e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.

FIGURA 22 - Distribuições do desempenho escolar observado e discretizado, matemática, 4ª série do ensino fundamental, Brasil, 1997 a 2005



Fonte dos dados básicos: INEP, Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), 1995, 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005.