

## Capítulo 3

O papel das origens sociais sobre a proficiência escolar e a probabilidade de progressão por série no Brasil: evidência de persistência

The role of social origins on school proficiency and grade progression probability in Brazil: evidence of persistence

El papel del origen social en el rendimiento académico y en la probabilidad de progresión de grado in Brasil: la evidencia de la persistencia

Clarissa Guimarães Rodrigues, doutora em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG) e pesquisadora do Observatório da Educação. Endereço: Rua Dr. Júlio Otaviano Ferreira, 195/301 – Cidade Nova. CEP: 31170-200 – Belo Horizonte, MG. E-mail: clarissa@cedeplar.ufmg.br.

Raquel Rangel de Meireles Guimarães, mestre em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG), doutoranda em Demografia no Cedeplar/UFMG e aluna do mestrado em Educação Internacional Comparada pela Stanford University. Endereço: Avenida Antônio Carlos, 6.627, FACE, sala 2090 – Pampulha. CEP: 31270-910 – Belo Horizonte, MG. Telefone: (31) 3409-7144. E-mail: raquel@cedeplar.ufmg.br.

Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto, professor titular do Departamento de Demografia e pesquisador do Cedeplar/UFMG, PhD em Demografia pela Universidade da Califórnia, Berkeley, pós-doutor pela Universidade do Texas-Austin e coordenador do projeto Observatório da Educação. Endereço: Av. Antônio Carlos, 6.627, 3º andar, sala 3011 – Pampulha. CEP: 31270-901 – Belo Horizonte, MG. Telefone: (31) 3409-7100. E-mail: eduardo@cedeplar.ufmg.br.

## Resumo

Este artigo baseia-se em dois trabalhos independentes elaborados por Rodrigues (2009) e Guimarães (2010) que analisaram a mudança intertemporal em duas variáveis educacionais: a proficiência escolar e a probabilidade de progressão por série no Brasil. Foram utilizadas duas bases de dados (Saeb e Pnad) e duas metodologias (decomposição contrafactual e modelos de transições escolares). Em ambos os estudos, o ano de 1999 chamou atenção como aquele de maior retrocesso em termos da proficiência escolar média e da igualdade nas oportunidades educacionais. Os resultados mostram que os efeitos das origens sociais dos estudantes explicam uma parte considerável dos baixos resultados educacionais encontrados nesse período (proficiência e igualdade nas oportunidades) e sugerem a existência de uma forte inter-relação entre a proficiência e o fluxo escolar.

**Palavras-chave:** Origens Sociais. Proficiência Escolar. Progressão Escolar.

## Abstract

This paper is based on two independent studies conducted by Rodrigues (2009) and Guimarães (2010). These studies examined intertemporal changes with respect to two educational dimensions: academic achievement and grade progression probability, in Brazil. They employed two distinct databases (SAEB and PNAD) and also two distinct methods (counterfactual decomposition and school transitions models). In both studies, the year of 1999 drew attention because of a throwback in terms of average achievement and low chances of progression. The results show that the effects of student social origins explain a large amount of the low educational outcomes (both achievement and inequality of opportunity) observed in this period and suggest the existence of an interrelationship between achievement and school flow.

**Keywords:** Social Origins. Educational Achievement. Grade Progression Probability.

## Resumen

Este artículo se basa en dos trabajos independientes elaborados por Rodrigues (2009) y Guimarães (2010) que analizaron el cambio intertemporal de dos variables educativas: la eficiencia escolar y la probabilidad de progresión de grado en Brasil. Se utilizaron dos bases de datos (Saeb y Pnad) y dos métodos (descomposición contrafactual y modelos de transiciones escolares). En ambos estudios, el año 1999 llamó la atención como el de mayor retroceso en términos de competencia escolar media y de igualdad en las oportunidades educativas. Los resultados muestran que los efectos de los orígenes sociales de los estudiantes explican una proporción significativa de los bajos resultados educativos en este periodo (competencia e igualdad en las oportunidades) y sugieren la existencia de una fuerte interrelación entre la competencia y el flujo de estudiantes.

**Palabras clave:** Orígenes Sociales. Eficiencia Escolar. Progresión Escolar.

## 1. Introdução

Este artigo baseia-se em dois trabalhos independentes elaborados por Rodrigues (2009) e Guimarães (2010) que analisaram, entre outros aspectos, a mudança intertemporal em duas variáveis educacionais: a proficiência escolar e a probabilidade de progressão por série no Brasil. Em ambos os estudos, o ano de 1999 chamou atenção como aquele de maior retrocesso em termos da qualidade do ensino medida pela proficiência escolar média dos alunos da 4<sup>a</sup> série do ensino fundamental e do aumento na desigualdade de oportunidades medida pela chance de progressão escolar para a 5<sup>a</sup> série do ensino fundamental, dado que concluiu a 4<sup>a</sup> série. Como são trabalhos que utilizam duas bases de dados distintas (Saeb e Pnad) e duas metodologias diferentes (decomposição contrafactual e probabilidade de progressão por série – PPS), surgiu a necessidade, além da mera curiosidade científica, de entender a relação entre os seus achados e colaborar para o entendimento do que se passou na educação brasileira ao final da década dos 90.

Na literatura, estudos quantitativos com foco na avaliação da educação escolar no Brasil acumulam, há muitos anos, evidências que

comprovam a importância das origens sociais no processo de construção do sucesso escolar de crianças e jovens<sup>1</sup>. No trabalho de Rodrigues (2009), buscou-se avaliar em que medida o nível socioeconômico dos estudantes influenciou o declínio das médias do desempenho escolar, observado ao longo de 1997 e 2005. A hipótese subjacente era de que a expansão das matrículas, ocorrida no final dos anos 90, ao incluir crianças de origem social menos favorecida no sistema de ensino, levaria a uma redução da proficiência escolar média, dada a proposição de que crianças com menor *background* têm um pior desempenho acadêmico.

No estudo de Guimarães (2010), um dos objetivos foi avaliar o comportamento do efeito da educação do chefe sobre quatro transições escolares nos anos de 1986, 1999 e 2008. Buscou-se testar a hipótese de Mare (1979, 1980) de que a expansão educacional reduz o nível de desigualdade de oportunidades educacionais em uma dada transição escolar. Empiricamente, essa hipótese foi testada mediante a comparação dos coeficientes estimados para a educação do chefe, em dois pontos no tempo, obtidos pelo modelo de regressão, cuja resposta é a probabilidade de transitar na carreira escolar.

Em ambos os estudos, tanto o nível socioeconômico quanto a educação do chefe foram utilizados como variáveis *proxies* das origens sociais dos estudantes, e os seus efeitos sobre os resultados escolares foram analisados ao longo de vários anos. Os resultados mostraram que as origens sociais tiveram um papel relevante na redução da proficiência média e na determinação das chances de progressão por série, com efeitos acentuados no ano de 1999. A redução na “quantidade” e “sensibilidade” do nível socioeconômico dos estudantes colaborou decisivamente para a menor média encontrada no ano de 1999. Na análise da progressão, a educação do chefe tornou-se mais importante em 1999 do que em 1986 e 2008 para explicar a probabilidade de progressão para a 5ª série do ensino fundamental, dado que concluiu com sucesso a 4ª série. Com base nesses resultados, procura-se entender de que maneira eles podem estar relacionados e alertar para a importância em integrar a proficiência e o fluxo escolar na avaliação da qualidade da educação básica brasileira.

<sup>1</sup> Ver Silva e Souza (1986), Silva e Hasenbalg (2002), Rios-Neto, César e Riani (2002), Soares, César e Mambrini (2001), Ferrão e Fernandes (2001), Albernaz *et al.* (2002), para citar alguns.

## 2. A importância das origens sociais na educação escolar: revisão para o caso brasileiro

### 2.1 Progressão escolar

A literatura brasileira que enfoca a influência das origens sociais sobre a probabilidade de ascensão na trajetória escolar é bastante vasta. De uma maneira geral, os trabalhos testam a validade de duas hipóteses apresentadas por Mare (1979, 1980) para o comportamento da estratificação educacional: declínio no efeito das origens sociais ao longo das séries para um dado período e declínio no efeito das origens sociais entre dois períodos, para uma determinada série, quando há expansão educacional.

Em relação à primeira hipótese de Mare, os estudos são em geral controversos. Silva e Souza (1986), os pioneiros na modelagem das transições escolares, concluíram que os coeficientes das variáveis que mensuram as origens sociais declinaram ao longo das transições. Fernandes (2001) evidenciou que a maioria das medidas de origem social apresentou um padrão decrescente da mais baixa para a mais alta transição escolar, exceto no caso de gênero e raça. Na mesma linha, Silva e Hasenbalg (2002) verificaram que apenas o efeito da educação do chefe sobre a probabilidade de transitar entre as séries apresentou o comportamento declinante previsto por Mare. As variáveis para a região, a área de residência e a vantagem do sexo feminino apresentam efeito crescente até a 4<sup>a</sup> série; depois, declinaram nas transições posteriores, ao passo que a renda familiar per capita tem um grande efeito na entrada no sistema de ensino e depois declina até a 4<sup>a</sup>. Surpreendente foi, de acordo com os autores, o comportamento dos coeficientes que indicam a vantagem dos brancos em relação aos demais indivíduos na probabilidade de transitar na carreira escolar, que são crescentes ao longo das séries, percebido pelos autores como indícios de “traços patológicos no funcionamento do sistema de ensino brasileiro” (SILVA e HASENBALG, 2002, p. 75). Rios-Neto, César e Riani (2002) e Rios-Neto, Riani e César (2003) avançaram utilizando o modelo de transições escolares dentro da abordagem dos modelos hierárquicos e verificaram, em seu primeiro artigo, que o efeito dos determinantes familiares tende a ser mais forte para determinar a probabilidade de progressão na 1<sup>a</sup> série, resultado que corrobora a hipótese de Mare. Contudo, no

segundo artigo, os autores mostram, utilizando outras variáveis, que o comportamento declinante das origens sociais não se verificou.

As evidências em relação à segunda hipótese de Mare são de interesse central neste artigo, uma vez que ela será testada. De uma maneira geral, os achados revelam que a hipótese de Mare é corroborada, ou seja, as principais séries que foram beneficiadas por políticas educacionais tiveram sua desigualdade de oportunidades reduzidas. Fernandes (2001), em relação aos efeitos do processo de industrialização no Brasil e seu impacto sobre as desigualdades educacionais, constatou que a maioria das medidas de origem social mostrou um padrão decrescente da mais baixa para a mais alta transição escolar, exceto no caso de gênero e raça. Silva (2003) mostrou que houve uma redução nos efeitos das origens sociais sobre a primeira transição escolar analisada, especialmente ao longo da década de 90. Contudo, nas demais transições investigadas, os efeitos permaneceram estáveis no tempo (educação do chefe) ou se elevaram (sexo do chefe e região de residência). Por fim, Ribeiro (2009) concluiu que houve um declínio do papel da educação da mãe e da ocupação do pai nas probabilidades de se completar as primeiras transições escolares.

Em resumo, grande parte dos estudos brasileiros que investigaram a relação entre as origens sociais e a progressão escolar no Brasil tende a corroborar a hipótese de um declínio do papel das origens sociais ao longo das coortes nas primeiras transições escolares – em geral até a 5ª série do ensino fundamental. Por sua vez, a hipótese do declínio ao longo das transições escolares das origens sociais é endossada em grande parte dos estudos; porém, em alguns deles, algumas variáveis *proxies* das origens sociais não apresentam esse comportamento.

## 2.2 Proficiência escolar

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 de 1990 com o objetivo de coletar os dados sobre o desempenho acadêmico dos alunos e as condições extra e intraescolares 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. Essas características são denominadas pela literatura como fatores associados ao desempenho escolar. Uma vez identificados os fatores importantes para o sucesso acadêmico, a ideia é que eles 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 dessa 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; FERNANDES, 2001; FERRÃO *et al.*, 2001; CÉSAR; SOARES, 2001; SOARES; CÉSAR; MAMBRINI, 2001; ALBERNAZ; FERREIRA; FRANCO, 2002; SOARES; COLLARES, 2006; FRANCO *et al.*, 2007; SOARES; CANDIAN, 2007).

Um resultado comum a esses estudos é a constatação da grande importância dos recursos familiares para o desempenho acadêmico do estudante. Usualmente, essa variável é medida por meio de um indicador síntese que compreende aspectos da condição social, econômica e cultural da família, como o nível de instrução dos pais, a infraestrutura do domicílio, a existência de livros e jornais na casa do estudante. Os resultados mostram a elevada magnitude do coeficiente do nível socioeconômico familiar, que se associa positivamente aos resultados educacionais, e a sua alta significância estatística. Além desse 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; FERNANDES, 2001; ALBERNAZ; FERREIRA; FRANCO, 2002; MENEZES-FILHO, 2007).

Entre os fatores medidos no âmbito da escola, a literatura educacional mostra evidências 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; SOARES, 2001; FERRÃO *et al.*, 2001; SOARES, 2004). Isso se explica pelo fato de a alocação dos estudantes nas 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 professores menos qualificados. Por esse motivo, essa variável é considerada como uma característica do contexto escolar e não está associada às políticas e práticas internas da escola (CÉSAR; SOARES, 2001; SOARES; CANDIAN, 2007).

Há, portanto, na literatura, um conhecimento consolidado sobre a importância das origens sociais dos resultados acadêmicos dos estudantes. Porém, pouca atenção foi dada sobre a relação intertemporal entre essas duas variáveis. Embora o declínio do desempenho escolar médio relevado pelos dados do Saeb no final da década dos 90 tenha chamado a atenção dos estudiosos para essa questão, pouco foi explorado até então. Para suprir essa lacuna, procura-se, neste estudo, medir o efeito da mudança do nível socioeconômico sobre os resultados escolares dos alunos entre 1997 e 2005 no Brasil.

### **3. Dados**

Neste artigo, são utilizadas duas bases de dados: Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad).

As bases de dados do Saeb contemplam dois tipos de informações. A primeira corresponde à proficiência dos estudantes avaliada em testes de língua portuguesa e matemática. O segundo tipo de informação corresponde às características individuais, familiares e escolares reportadas pelos alunos e pelos dirigentes das escolas.



Essas informações são importantes para a construção de modelos que procuram identificar os fatores individuais e escolares 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. Nos questionários dos professores e diretores, eles respondem a questões sobre suas formações profissionais, salário, idade, além de perguntas sobre práticas pedagógicas, clima disciplinar, recursos pedagógicos. Há também informações sobre a escola, tais como infraestrutura física e de apoio pedagógico, e informações sobre a turma, que são preenchidas pelo aplicador do questionário.

Neste estudo, são utilizadas as informações coletadas nos ciclos de avaliação realizados em 1997, 1999, 2001, 2003 e 2005. A amostra utilizada neste estudo, apresentada na Tabela 1, abrange os alunos da 4<sup>a</sup> série do ensino fundamental avaliados em matemática, matriculados nas escolas públicas (exceto as escolas federais) e particulares, localizadas na área urbana<sup>2</sup>.

**Tabela 1. Amostra de alunos e escolas e estatística descritiva dos alunos por escola, matemática, 4<sup>a</sup> 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.

Para a construção dos modelos de regressão, as variáveis foram selecionadas com base no referencial teórico proposto por Franco *et al.* (2003) na literatura especializada revisada na seção 2 e nas possibilidades presentes nos questionários do Saeb.

<sup>2</sup> 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 dos estados da região Nordeste, de Minas Gerais e do Mato Grosso do Sul. Em relação às escolas federais, nos ciclos do Saeb de 1997, 1999 e 2001, elas não entraram na amostra (Inep, 2007).

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 os indicadores sociodemográficos: sexo (0 = masculino; 1 = feminino), cor (0 = não preto; 1 = preto), estrutura familiar (0 = biparental; 1 = monoparental), a defasagem idade-série (0 = não defasado; 1 = defasado), nível socioeconômico (escala contínua calculada via TRI)<sup>i</sup> e a motivação do estudante (0 = faz lição de casa; 1 = não faz lição de casa).

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE) foi a base de dados utilizada na construção do exercício empírico, cujo foco foi verificar o efeito das origens sociais sobre a probabilidade de progressão para a 5<sup>a</sup> série do ensino fundamental, dado que concluiu com sucesso a 4<sup>a</sup> série (e4). A Pnad se apresenta como uma das pesquisas domiciliares mais importantes realizadas no Brasil e investiga uma série de características sociodemográficas dos domicílios e das famílias brasileiras.

Para fins do exercício proposto neste artigo, a amostra se constituiu pela população de filhos em cada família que estava exposta ao risco de ter concluído a 5<sup>a</sup> série do ensino fundamental em cada um dos períodos. A faixa etária compreendida na amostra é dos 11 aos 14 anos de idade, pois se desejou estimar essa probabilidade tanto quando ela ocorre na idade correta como também se admitindo um grau de defasagem idade-série. A variável dependente de nosso interesse é a probabilidade de progressão em cada uma das séries. Há uma importante singularidade na construção da nossa variável dependente. Na literatura de estratificação educacional, utiliza-se, de uma maneira geral, a probabilidade de estar frequentando determinada série, dado que concluiu a série imediatamente anterior. Contudo, neste trabalho, utilizamos como subsídio o conceito de progressão por série, derivado da ideia de probabilidade de progressão por parturição na análise da fecundidade de coortes (RIOS-NETO, 2004).

Para essa população de filhos, em cada um dos períodos, foram averiguadas, além dos atributos individuais (sexo, raça/cor, residência em região metropolitana e nas áreas urbanas), as seguintes informações que investigam as características familiares: anos de estudo do chefe

da família, sexo e raça/cor do chefe, número de irmãos residentes e status ocupacional do chefe. Esta variável compreende três categorias: ocupações do tipo alta, ocupações do tipo baixa e chefe inativo. As ocupações do tipo alta correspondem às ocupações do tipo superior e médio na classificação proposta por Machado, Oliveira e Carvalho (2004), e as ocupações do tipo baixa correspondem às ocupações do tipo manual e doméstico na classificação das autoras. Optou-se pela inclusão de covariáveis individuais com o intuito de se controlar pelas diferenças os resultados educacionais entre homens e mulheres (BELTRÃO; ALVES, 2009), entre brancos e negros (HENRIQUES, 2002) e pela infraestrutura educacional – residência em áreas urbanas/rurais ou nas regiões metropolitanas (NERI; MOURA; CORREA, 2006). Cabe mencionar que esse procedimento é adotado usualmente nos estudos empíricos aplicados ao Brasil (SILVA; HASENBALG, 2002; RIOS-NETO; CÉSAR; RIANI, 2002; RIOS-NETO; RIANI; CÉSAR, 2003; RIANI; RIOS-NETO, 2008).

## 4. Metodologias

### 4.1 Decomposição da variação na média do desempenho escolar entre períodos

Para avaliar a importância do nível socioeconômico e de outros fatores associados ao desempenho escolar sobre o declínio do desempenho escolar médio da coorte de alunos da 4<sup>a</sup> série do ensino fundamental ao longo de 1997 e 2005, utilizou-se o método de decomposição desenvolvido por Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

Parte-se do pressuposto que o desempenho escolar está associado a um conjunto de características individuais e familiares, como expresso pela equação (1):

$$Y_{it} = \beta_0 + X_{it} \beta_{1t} + u_{it} \quad (1)$$

Onde  $Y_{it}$  é o desempenho escolar do aluno  $i$  no ano  $t$ ;  $X_{it}$  é o vetor de características individuais e familiares; e  $u_{it}$  é o termo de erro, para o qual se assume média condicional nula ( $E[u_{it}/X_{it}] = 0$ ).

Considerando-se dois pontos no tempo,  $t_0$  e  $t_1$ , a diferença no desempenho escolar médio predito linearmente pelas características dos estudantes e de suas famílias pode ser expressa como se segue:

$$\Delta E(Y) = E(Y_{t_1}) - E(Y_{t_0}) = [\beta_{0t_1} + E(X_{t_1})\beta_{t_1}] - [\beta_{0t_0} + E(X_{t_0})\beta_{t_0}] \quad (2)$$

Com base na equação (2), é possível 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 (efeito composição) e pelas mudanças nos coeficientes  $\beta$ 's (efeito retorno) dessas características?

Para encontrar a contribuição de cada um desses componentes, a equação (2) pode ser decomposta nos seguintes elementos:

$$\Delta E(Y) = (\beta_{0t_1} - \beta_{0t_0}) + [E(X_{t_1}) - E(X_{t_0})]\beta_{t_0} + E(X_{t_1})[\beta_{t_1} - \beta_{t_0}] \quad (3)$$

O efeito composição, 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 das variáveis preditoras entre  $t_0$  e  $t_1$ .

O efeito retorno, expresso por  $E(X_{t_1})[\beta_{t_1} - \beta_{t_0}]$ , quantifica o efeito das diferenças nos coeficientes (incluindo a diferença no intercepto:  $\beta_{0t_1} - \beta_{0t_0}$ ) entre dois pontos no tempo. Esse efeito mostra como bens idênticos podem ter preços diferenciados, ou seja, estudantes com as mesmas características podem ter diferentes retornos ou “preços” de suas características, dependendo do ano em que estiveram matriculados na 4ª série do ensino fundamental.

## 4.2 Estimação do modelo de transições escolares com base na Probabilidade de Progressão por Série

O modelo logístico, estimado com o intuito de investigar o efeito das origens sociais sobre a probabilidade de progressão da 5ª série do ensino fundamental, pode ser descrito pela equação a seguir:

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \sum_k \beta_k \times X_{ik} + \sum_m \beta_m \times X_{im} \quad (4)$$

Onde  $pi$  é a probabilidade observada para o indivíduo  $i$  de progredir para a 5ª série do ensino fundamental,  $k$  indexa as variáveis familiares e  $m$ , as características individuais. De acordo com Mare (1980), o efeito das características familiares na probabilidade de transitar em cada uma das séries depende da estrutura de covariância das variáveis que mensuram o *background* familiar  $X_{ijk}$  e das variáveis latentes que mediam a relação entre origens sociais e a probabilidade de transição. A partir dos coeficientes estimados, testamos a segunda hipótese de Mare, que prevê que, em um contexto de expansão educacional, os coeficientes  $\beta_{jk}$  que expressam a desigualdade de oportunidades, reduzem-se quando comparamos modelos em dois pontos no tempo para uma mesma transição educacional.

Foram estimados e testados sete modelos de regressões logísticas, cuja variável dependente foi a probabilidade de progressão na 5ª série do ensino fundamental: o primeiro modelo é o modelo nulo (sem covariáveis); do segundo ao sétimo modelo, foram incorporadas, além das variáveis indicadoras individuais (homem, branco, reside em região metropolitana e reside em área rural), as seguintes variáveis que mensuram as origens sociais, na seguinte ordem: educação do chefe (variável contínua), sexo do chefe (homem), raça do chefe (branco), variáveis indicadoras para o status ocupacional do chefe (ocupações do tipo baixa em relação aos demais e ocupações do tipo alta em relação aos demais) e número de irmãos residentes (contínua). Foram realizados testes de significância estatística dos parâmetros (Teste de Wald) e o teste da razão de verossimilhança para verificar o modelo mais apropriado. O modelo completo, que incluiu todas as variáveis individuais e familiares, mostrou-se o mais adequado de acordo com o teste da razão da verossimilhança e também o mais adequado de acordo com a literatura.

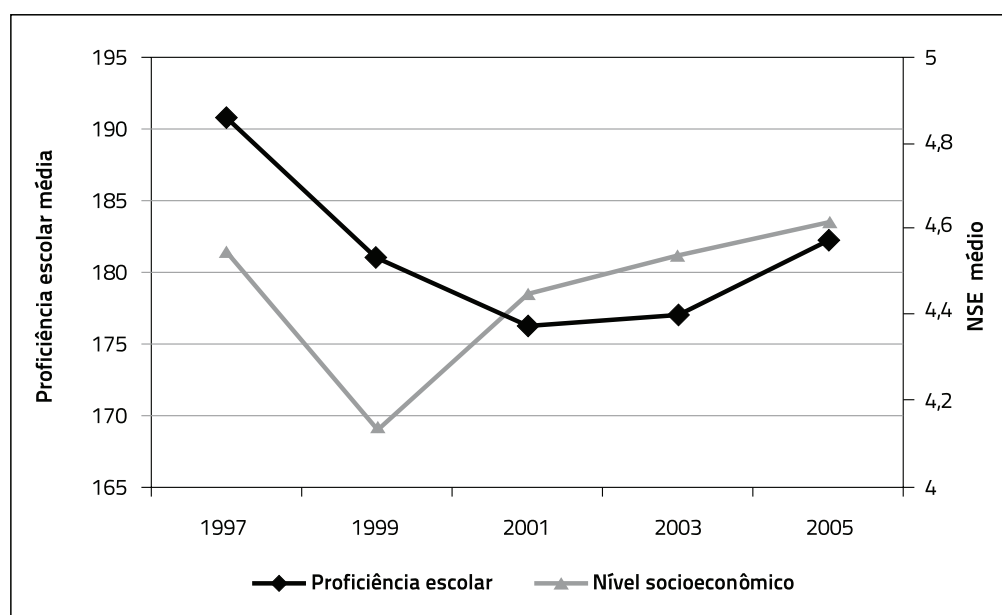
## 5. Resultados

### 5.1 Nível socioeconômico e variações no desempenho escolar médio entre 1997 e 2005

Nesta sessão, apresentam-se os resultados da decomposição da variação do desempenho escolar entre períodos. A variável resposta é

dada pelos resultados escolares dos alunos matriculados na 4<sup>a</sup> série do ensino fundamental avaliados pelo exame de matemática do Saeb. O interesse é quantificar o efeito de mudanças na composição e no retorno das variáveis individuais e familiares (com ênfase no nível socioeconômico) sobre a diferença na média do desempenho dos alunos entre dois pontos no tempo.

A cada ano, novos alunos são matriculados e novas turmas se formam com características distintas de turmas anteriores. Essa dinâmica do sistema escolar carrega consigo mudanças na composição do corpo discente, que influenciam de forma direta o resultado acadêmico dos estudantes em determinado período. Ao analisar a evolução da proficiência escolar média e do nível socioeconômico médio dos alunos (Gráfico 1), nota-se que o expressivo declínio dos resultados escolares médios, ocorrido entre 1997 e 1999, coincide com o período em que o nível socioeconômico apresentou, também, a sua maior queda.



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

### Gráfico 1. Proficiência escolar e nível socioeconômico, 4<sup>a</sup> série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005

Para quantificar o efeito de mudanças no nível socioeconômico sobre mudanças no desempenho escolar, foram elaborados os exercícios de decomposição, cujos resultados são apresentados na Tabela 2.

Observa-se que entre 1997 e 1999, período em que houve um acentuado declínio no desempenho escolar médio dos alunos (queda de 10,12 pontos ou -0,12 desvio-padrão), as mudanças composicionais do alunado (ou o efeito composição) foram responsáveis por 50% da diferença total no desempenho escolar médio. Entre as características dos alunos incluídas na análise, o nível socioeconômico se destaca como aquela que mais contribuiu para esse resultado. A redução do nível socioeconômico médio dos alunos em 1999 contribuiu para o declínio do desempenho médio em 4,5 pontos, o que representa 89% do efeito composição total e 44% da diferença de médias. Esse é um resultado esperado, pois 1999 foi um ano marcado pela expansão do acesso ao ensino, principalmente pela entrada de crianças e jovens provenientes de famílias mais pobres. Nesse caso, o aumento na participação de alunos com maiores dificuldades de aprendizado afetou diretamente o desempenho médio dos sistemas de ensino.

Posteriormente, o efeito composição do nível socioeconômico médio da escola perde importância e em 2003 e 2005 passa a colaborar positivamente para o aumento das médias escolares. A melhoria do nível socioeconômico médio dos alunos a partir de 2003 pode ser pensada como uma resposta ao processo de seletividade. Em um primeiro momento, há um aumento expressivo nas matrículas de crianças de origem menos favorecida como reflexo das ações políticas de universalização. Uma vez matriculadas no sistema de ensino, essas crianças passarão por maiores dificuldades de aprendizado e, conseqüentemente, terão maiores chances de serem reprovadas ou abandonarem os estudos. Esse processo de seleção elevaria a média do nível socioeconômico dos estudantes nos anos posteriores à massificação do ensino. As taxas de transição (evasão, promoção e repetência) observadas nesse período de 1999 a 2005 colaboram para sustentar essa hipótese. De acordo com o Sistema de Estatísticas Educacionais do Inep (EdudataBrasil), a taxa de evasão da 4<sup>a</sup> série do ensino fundamental no Brasil elevou-se de 6%, em 1999, para 8,1% e 7,4%, em 2003 e 2005, respectivamente. Ao mesmo tempo, a taxa de promoção reduziu de 80,9%, em 1999, para 78,3%, em 2003 e 2005, e a taxa de repetência elevou-se de 13,1%, em 1999, para 13,6% e 14,3%, em 2003 e 2005, respectivamente, nesse mesmo nível de ensino.

As demais características que compõem o efeito composição possuem pequena contribuição para o diferencial de médias observado entre os períodos.

No que tange ao efeito retorno, ou seja, ao efeito de mudanças temporais na magnitude dos coeficientes das características dos alunos, é possível constatar, de maneira geral, que ele possui maior relevância para explicar o declínio do desempenho escolar médio ao longo dos anos. Em alguns períodos de comparação, como em 2003-1997 e 2005-1997, o efeito retorno total é capaz de explicar a totalidade do hiato entre as médias. Caso não houvesse resultados compensatórios, o efeito retorno total teria reduzido o desempenho escolar médio em 13,32 pontos em 2003 (que corresponde a -0,30 desvio-padrão) e em 7,93 pontos em 2005 (que corresponde a -0,18 desvio-padrão).

Ao analisar separadamente o efeito retorno de cada uma das características individuais e familiares, percebe-se a elevada magnitude do efeito retorno do nível socioeconômico e a sua contribuição para a redução das médias ao longo dos anos. Isoladamente, o efeito retorno, associado às mudanças no coeficiente do nível socioeconômico, seria capaz de reduzir em 16,50 (-0,37 desvio-padrão), 11,69 (-0,26 desvio-padrão), 4,27 (0,1 desvio-padrão) e 4,49 (-0,1 desvio-padrão) pontos o desempenho escolar médio nos anos 1999, 2001, 2003 e 2005, respectivamente.

**Tabela 2. Decomposição da variação do desempenho escolar entre períodos utilizando os modelos dos alunos como unidade de análise, 4ª série do ensino fundamental, matemática, Brasil, 1997 a 2005**

Componentes da decomposição	Períodos de comparação							
	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	
		%		%		%		%
<b>Diferença total (A - B)</b>	<b>-10,12</b>	<b>100</b>	<b>-13,12</b>	<b>100</b>	<b>-11,61</b>	<b>100</b>	<b>-6,20</b>	<b>100</b>
<b>Efeito composição total</b>	<b>-5,08</b>	<b>50,20</b>	<b>-2,58</b>	<b>19,69</b>	<b>1,70</b>	<b>-14,66</b>	<b>1,73</b>	<b>-27,83</b>
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



Componentes da decomposição	Períodos de comparação							
	1999-1997		2001-1997		2003-1997		2005-1997	
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
<b>Efeito retorno total</b>	<b>-5,04</b>	<b>49,82</b>	<b>-10,54</b>	<b>80,33</b>	<b>-13,32</b>	<b>114,72</b>	<b>-7,93</b>	<b>127,92</b>
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; e 2) a diferença é calculada subtraindo-se do desempenho médio do ano de comparação o desempenho médio do ano de referência.

Em síntese, os resultados mostram que o nível socioeconômico foi o fator mais importante para explicar a redução no nível médio da proficiência nos anos posteriores a 1997, em especial, no ano de 1999. O efeito retorno do nível socioeconômico apresenta-se como o mais expressivo para explicar o declínio das médias do Saeb e esse efeito é estimado mediante as diferenças nos coeficientes da regressão.

A redução da importância do nível socioeconômico (redução do coeficiente), embora tenha contribuído para reduzir a qualidade média do ensino, poderia ser interpretada como uma mudança positiva, caso estivesse relacionada ao aumento da meritocracia do sistema educacional. Na teorização de Marshall, Swift e Roberts (1997) sobre a hipótese meritocrática, o sucesso educacional e profissional de um indivíduo torna-se tanto mais facilitado quanto menores forem as barreiras associadas às suas características adscritas, como sexo, raça/cor e *background* familiar (empiricamente, medido pela ocupação dos pais). Nessa linha de raciocínio de Marshall, Swift e Roberts (1997), a queda do coeficiente estimado para o nível socioeconômico médio, principalmente no ano de 1999, poderia ser um indicativo de uma redução das desigualdades de escolarização. Isso porque, dado um grau

de desigualdade em nível socioeconômico, quanto menor a sensibilidade do retorno dessa variável, menor é a desigualdade de resultados.

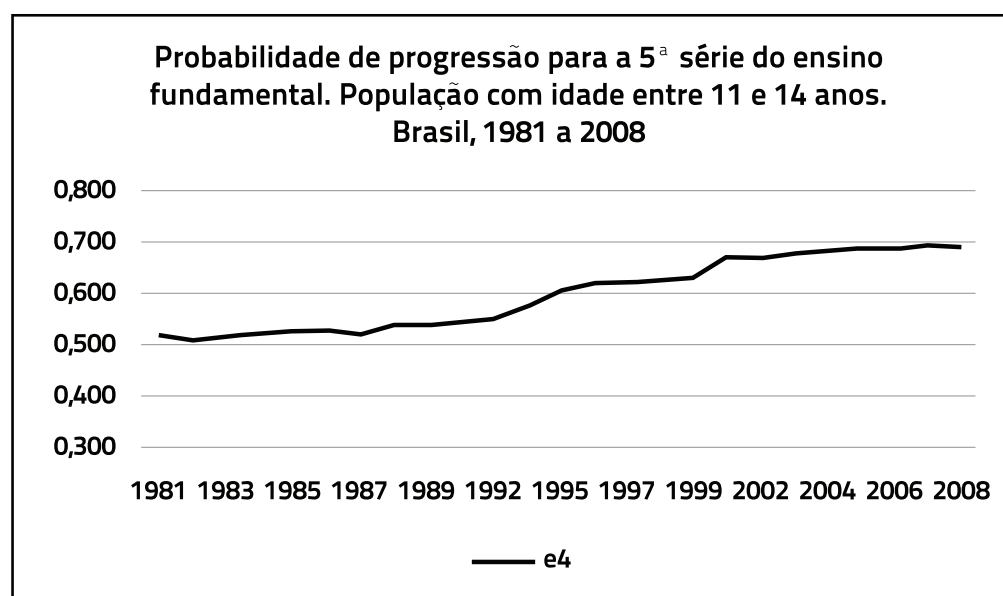
Outra hipótese a ser considerada para explicar a queda do coeficiente atrelado ao nível socioeconômico se pauta na existência do efeito de pares negativo. Na literatura de avaliação educacional, o coeficiente estimado para o nível socioeconômico médio dos alunos é atribuído ao efeito de pares, que é uma aproximação da medida do contexto escolar (CÉSAR; SOARES, 2001). Uma escola com alunos mais talentosos tende a criar um ambiente mais estimulante e afetar positivamente o aprendizado do conjunto de estudantes. Por outro lado, escolas que reúnem maior número de alunos com nível socioeconômico mais baixo e, conseqüentemente, com maiores dificuldades de aprendizado tendem a criar um ambiente menos propício ao desenvolvimento das habilidades cognitivas dos estudantes.

É possível que a expansão do ensino na segunda metade da década dos 90 tenha criado uma situação de desfavorecimento do clima escolar, na medida em que foi marcada pela inclusão de alunos com menor nível socioeconômico. Nesse sentido, seria de se esperar que mesmo os alunos com maior desempenho potencial tenham sido prejudicados com o processo de universalização do acesso ao ensino. Esse quadro refletiria muito mais a situação das escolas públicas municipais, dado o aumento vertiginoso nas matrículas nessa rede de ensino – de 1996 a 1999, a matrícula total do ensino fundamental aumentou em 2,9 milhões de alunos, mas a matrícula em escolas municipais aumentou em 5,2 milhões –, segundo dados de Soares e Souza (2003). De acordo com o estudo de Soares e Souza (2003), o maior salto nas matrículas em redes municipais se deu entre 1997 e 1998, período em que foi implementado o Fundef.

## **5.2 Modelos de transições escolares: o efeito das origens sociais sobre a probabilidade de transição na 5<sup>a</sup> série do ensino fundamental entre 1986 e 2008**

Antes de proceder à análise dos resultados dos modelos de regressão estimados, reporta-se, por meio do Gráfico 2, o comportamento da probabilidade de progressão na 5<sup>a</sup> série para a população em risco

de concluir essa transição escolar no Brasil entre 1981 e 2008. Pode-se depreender pelo gráfico que a probabilidade de progressão na 5ª série aumentou consideravelmente no Brasil, de aproximadamente 0,5 em 1981 para 0,70 em 2008. Em outras palavras, cerca de 50% da população com idade entre 11 e 14 anos em 1981 progrediu para a 5ª série do ensino fundamental, enquanto que, em 2008, esse percentual se elevou para 70% dessa população. Certamente, esse é um resultado positivo, porém, ainda aquém da progressão escolar universal.



Fonte: Microdados da Pnad (IBGE).

## Gráfico 2. Evolução temporal da probabilidade de progressão para a 5ª série do ensino fundamental. População com idade entre 11 e 14 anos

A Tabela 3 reporta os coeficientes dos modelos de transições escolares estimados para a probabilidade de progressão na 5ª série do ensino fundamental. O modelo escolhido incluiu todas as covariáveis familiares e individuais. Escolheu-se essa especificação já que ela se mostrou mais adequada, segundo a literatura e o teste da razão da verossimilhança, embora para algumas transições algumas variáveis se mostrassem não significativas. Essa opção reflete ainda um esforço de padronização das variáveis de controle para o estudo das transições escolares. Contudo, pode-se depreender da Tabela 3 que os modelos possuem um grande número de variáveis significativas, corroborando a importância das variáveis selecionadas para a probabilidade de

progressão. Ademais, os sinais dos coeficientes são condizentes com a literatura de progressão escolar: homens possuem menores chances de progressão escolar do que as mulheres (sinal negativo para a variável indicadora do sexo masculino nos três períodos); e brancos possuem maiores chances de progressão do que negros (sinal positivo para a variável indicadora raça/cor branca nos três períodos). As variáveis que controlam a situação de residência e a área de residência tiveram sua significância alterada ao longo dos períodos: a residência em região metropolitana não estava associada à presença de diferenciais na probabilidade de progressão na 5ª série; por sua vez, a residência em área urbana contribuía decisivamente para uma maior probabilidade de progressão na 5ª série do ensino fundamental entre 1986 e 1999, mas perdeu sua importância em 2008. A evidência para o efeito da residência em área urbana corrobora os achados da literatura e a segunda hipótese de Mare, uma vez que, com a expansão da oferta na 5ª série do ensino fundamental ao longo do tempo no Brasil com vistas à diminuição do contraste regional no acesso à educação formal, esperar-se-ia uma redução na importância dessa variável para a probabilidade de progressão.

No que tange às variáveis familiares, o comportamento dos coeficientes também se mostrou coerente com a literatura nacional e internacional. Em primeiro lugar, tem-se o efeito negativo e significativo do número de irmãos residentes sobre a probabilidade de progressão na 5ª série, condizente com a hipótese da diluição dos recursos (BLAKE, 1989) ou da rivalidade entre irmãos (BECKER, 1981). Algumas variáveis, por sua vez, mostraram-se importantes nos períodos iniciais e perderam sua significância, sendo esse o comportamento verificado para a variável indicadora para o chefe do sexo masculino, se o chefe era branco e as variáveis indicadoras para o status ocupacional do chefe (alto e baixo em relação ao chefe inativo).

**Tabela 3. Modelos de Probabilidade de Progressão para a 5ª série do EF, dado que concluiu a 4ª série. População de filhos com idade entre 11 e 14 anos. Brasil, 1986, 1999 e 2008**

	1986	1999	2008
Homem	-0,127 [0,048]**	-0,185 [0,036]**	-0,223 [0,035]**
Branco	0,118 [0,080]	0,167 [0,044]**	0,126 [0,052]**

	1986	1999	2008
Mora em região metropolitana	0,056 [0,052]	-0,011 [0,040]	0,02 [0,041]
Mora em área urbana	0,606 [0,072]**	0,281 [0,051]**	0,066 [0,050]
Educação do chefe	0,055 [0,008]**	0,061 [0,005]**	0,041 [0,005]**
Chefe é homem	0,176 [0,074]*	0,153 [0,049]**	0,056 [0,041]
Chefe é branco	0,26 [0,080]**	0,174 [0,052]**	0,068 [0,044]
Status ocupacional do chefe baixo	-0,212 [0,082]**	-0,033 [0,060]	-0,007 [0,053]
Status ocupacional do chefe alto	-0,097 [0,092]	0,057 [0,068]	0,056 [0,063]
Número de irmãos residentes	-0,086 [0,013]**	-0,04 [0,007]**	-0,081 [0,013]**
Constante	-0,652 [0,123]**	-0,17 [0,084]*	0,57 [0,076]**
Observações	9639	16634	18432
Estatística qui-quadrada	401,46	516,87	279,53
Graus de liberdade	10	10	10
Log da verossimilhança	-6383,88	-10619,77	-11245,55
Pseudo R2	0,04	0,03	0,02

Fonte: Microdados da Pnad (IBGE).

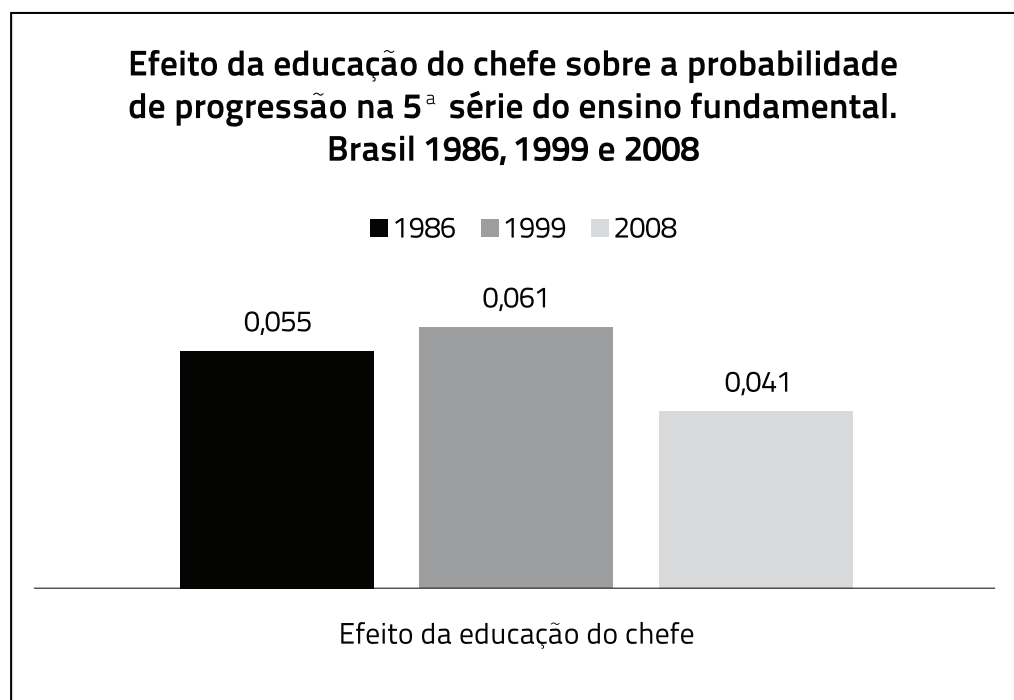
Obs. 1: Erro padrão robusto entre colchetes.

Obs. 2: \* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

Sem dúvidas, a variável que se espera ser mais importante de acordo com a literatura do modelo de transições escolares na determinação da progressão escolar é a educação do chefe. Isso porque essas variáveis são aquelas que buscam mensurar diretamente as origens sociais do indivíduo e as quais espera-se possuam um maior poder explicativo do sucesso educacional dos filhos (COLEMAN *et al.*, 1996). O Gráfico 3 mostra o comportamento dos coeficientes estimados para essa covariável na probabilidade de progressão para a 5ª série, dado que concluiu a 4ª série do ensino fundamental (e4). Por meio desse gráfico, é possível verificar a validade da segunda hipótese de Mare, de que o efeito da educação do chefe para uma determinada série declina ao longo do tempo com a expansão do acesso. Os resultados apontam que 1999 foi um ano de retrocesso, com o aumento dos coeficientes para

todas as transições escolares em relação a 1986 (exceto a probabilidade de progressão para o ensino superior). Esse resultado é de certa forma surpreendente, na medida em que se esperaria que as políticas educacionais adotadas ao longo da década de 1990 já tivessem sido capazes de reduzir a desigualdade de oportunidades medida pelo efeito da educação do chefe sobre as chances de progressão. Dessa forma, uma hipótese para esse comportamento levantada neste artigo é que, provavelmente, tais barreiras à escolarização observadas em 1999 sejam decorrentes de fatores internos e não-observados inerentes à coorte de alunos exposta ao risco de progredir em cada uma dessas transições.

Todavia, se contrapomos o período inicial, 1986, com o final, 2008, pode-se afirmar que a segunda hipótese de Mare se sustenta, na medida em que há redução no efeito da educação do chefe sobre a probabilidade de progressão para a 5ª série, dado que concluiu a 4ª série do ensino fundamental, que foi sobremaneira afetada pelas políticas educacionais do período (GUIMARÃES, 2010).

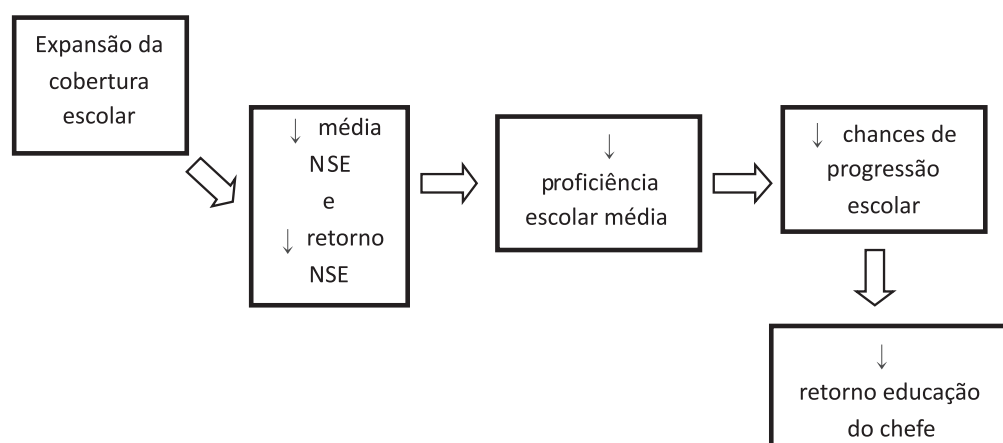


Fonte: Microdados da Pnad (IBGE).

**Gráfico 3. Coeficientes estimados no modelo de transições escolares para a educação do chefe da família. Brasil, 1986, 1999 e 2008**

## 6. Síntese e considerações finais

Neste estudo, foram apresentados os resultados de dois exercícios independentes, que tiveram como objetivo analisar o efeito das origens sociais na proficiência escolar e na probabilidade de progressão por série no Brasil. Observou-se que o ano de 1999 se destacou como aquele em que os efeitos do nível socioeconômico e da educação do chefe foram mais proeminentes nos resultados educacionais. O Diagrama 1 busca sintetizar a inter-relação existente em ambos os resultados.



**Diagrama 1. Integrando proficiência e progressão escolar, Brasil, 1999**

A expansão da cobertura escolar é entendida como o efeito primário das mudanças ocorridas nos resultados escolares na segunda metade da década de 1990. A ampliação das oportunidades de escolarização, principalmente após a instituição do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério, em 1996, trouxe mudanças na composição do público escolar. Segundo dados do Censo Escolar, entre 1997 e 1999 houve um aumento de 4,81% no número total de matrículas da 4ª série do ensino fundamental. Nesse mesmo período, o nível socioeconômico médio dos alunos, nesse mesmo nível de ensino, reduziu de 4,55 para 4,14 em uma escala de 0 (pior NSE) a 10 (melhor NSE)<sup>3</sup>. O percentual de alunos da 4ª série do ensino fundamental com mães mais escolarizadas (nove anos ou mais de estudo) reduziu de 21,27% para 16,58%<sup>4</sup>. Essas estatísticas e outras já relatadas na literatura (SOUZA, 2005) evidenciam que a expansão se deu, principalmente, devido à inclusão de alunos com origens sociais menos favorecidas.

<sup>3</sup> Resultados da medida do nível socioeconômico calculada pela Teoria de Resposta ao Item com base nos dados do Saeb.

<sup>4</sup> Dados do Saeb para 1997 e 1999.

A mudança na composição dos alunos afetou diretamente o desempenho médio no ano de 1999. O aumento na proporção de alunos com menor *background* familiar e, portanto, com maiores dificuldades de aprendizado colaborou para reduzir o desempenho médio global em 1999 em 4,5 pontos.

Ao mesmo tempo, a queda no retorno do nível socioeconômico também contribuiu para reduzir o desempenho médio global, sobretudo no ano de 1999. O declínio da sensibilidade do desempenho escolar ao nível socioeconômico (dado pela redução do coeficiente estimado para a média do nível socioeconômico), em um primeiro momento, pode ser interpretado como sinal positivo de uma redução nas desigualdades de oportunidades educacionais, na medida em que a origem social torna-se menos importante no processo de construção do aprendizado do aluno. Porém, ao mesmo tempo em que se reduz o efeito da desigualdade em nível socioeconômico sobre os resultados escolares, reduz-se, também, a qualidade média do ensino. Parece haver, portanto, um *trade-off* entre a democratização do ensino e a garantia da qualidade da educação escolar. Experiências internacionais apresentam evidências dessa relação. Nos Estados Unidos, por exemplo, observou-se um declínio no desempenho acadêmico dos alunos da educação primária e secundária – *primary and secondary education* – concomitante à massificação do ensino, que não foi resultante de problemas como a baixa qualidade das características individuais, familiares e escolares (LINDERT, 2004). Para Lindert (2004), naquele momento, o baixo incentivo para que os alunos e professores se responsabilizassem pelo alcance das metas de aprendizado foi um dos motivos que levou ao resultado pouco promissor.

Na medida em que se tem uma redução da qualidade média do ensino, é natural que haja uma diminuição nas chances de progressão escolar. Dado que a progressão depende do conhecimento acumulado do estudante, menores níveis de proficiência implicam menores chances de progredir para a série seguinte. Evidências empíricas dessa relação são encontradas no trabalho de Gonçalves (2008). Entre os fatores associados à probabilidade de repetência nas 4<sup>a</sup> e 8<sup>a</sup> séries do ensino fundamental em um determinado ano  $t$ , a autora constata que a proficiência do aluno e a proficiência média da escola no ano  $t-1$  estão negativamente associadas, com elevada significância estatística, no período entre 1999 e 2003.



Portanto, ao aumentar a seletividade na progressão, é coerente que haja um aumento na importância do papel do *background* familiar, como demonstrado no exercício empírico realizado neste estudo. Isso significa que os alunos aptos a progredir são aqueles que, de fato, cresceram em um ambiente mais estimulante e propício ao desenvolvimento de suas habilidades cognitivas e que, em média, são filhos de pais mais escolarizados e com maior renda.

Em síntese, os resultados deste estudo mostram que as origens sociais (medidas pelo NSE ou pela ocupação do chefe), além de influenciarem diretamente as chances de progressão escolar, parecem ter efeitos indiretos sobre essa variável, os quais ocorrem via seu impacto na proficiência escolar. Esses achados alertam para a importância de analisar conjuntamente a proficiência e o fluxo escolar na avaliação da qualidade da educação brasileira.

Por fim, ao mostrar a persistência do efeito do nível socioeconômico sobre os resultados escolares, este estudo evidencia que a grande chaga na desigualdade brasileira ainda reside no papel das origens sociais, fato que limita a amplitude das transições positivas pelas que o País vem passando nos últimos anos, sobretudo, no campo educacional. Diante desses resultados, é inegável o papel que as instituições escolares apresentam no momento da democratização das oportunidades escolares. Não basta que a população menos favorecida seja beneficiada da extensão do ensino obrigatório se não há, nas escolas, meios pelos que essas crianças possam superar suas deficiências cognitivas e aumentar o seu interesse pelas atividades escolares, elevando-se, assim, o seu desempenho acadêmico e as suas chances de progressão entre as diversas séries que compõem os ensinos fundamental e médio no Brasil.

Recebido em 31/08/2010

Recomendado pela Comissão em 13/07/2011

Aprovado em 26/10/2011

### **Nota explicativa**

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, foi necessário criar uma escala de medida, segundo a qual essa variável assume determinados valores. Neste trabalho, optamos por criar essa escala de medida com base na Teoria de Resposta ao Item (TRI), por ser essa a técnica comumente utilizada nas avaliações educacionais desenvolvidas com os microdados do Saeb. Como referencial teórico para a construção dessa medida latente, utilizamos o estudo de Alves e Soares (2009). Para a construção do índice, além da escolaridade do pai e da mãe, utilizamos as seguintes variáveis (ou itens): posse de televisão em cores, vídeo cassete, rádio, geladeira, freezer, máquina de lavar, aspirador de pó, telefone fixo, celular, computador, carro, existência de banheiro e empregada doméstica na residência do aluno. A utilização da Teoria de Resposta ao Item e a manutenção de itens âncora ao longo da série histórica garantem a comparabilidade do índice entre os vários anos incluídos no estudo. Ver detalhes em Rodrigues (2009).

### **Referências bibliográficas**

ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F.H.G.; FRANCO, C. Qualidade e Equidade na Educação Fundamental Brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, 2002.

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.

BECKER, G. A treatise on the family. Cambridge: Harvard University Press, 1981.

BELTRÃO, K. I.; ALVES, J. E. D. A. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. *Cadernos de Pesquisa*, v. 39, n. 136, jan/abr. 2009.

BLAKE, I. *Family Size and Achievement*. Berkeley, CA: University of California Press, 1989.

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced forms and structural estimation. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 8, n. 4, p. 436-455, set/dez. 1973.

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. *et al.* *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC: Department of Health, Educational and Welfare, 1996.

FERNANDES, D. Estratificação educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras da cor. In: PRÊMIO IPEA 40 ANOS. Brasília: IPEA, 2001. p. 21-72.

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.

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.

FLETCHER, P. R. *À procura do ensino eficaz*. Rio de Janeiro: MEC, 1998.

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.

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.

----- . Qualidade e eqüidade em educação: reconsiderando o significado de “fatores intra-escolares”. Rio de Janeiro: PUC, 2007.

GONÇALVES, M. E. Análise de sobrevivência e modelos hierárquicos logísticos longitudinais: uma aplicação à análise da trajetória escolar (4<sup>a</sup> e 8<sup>a</sup> série - ensino fundamental). 2008. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

GUIMARÃES, R. R. M. Probabilidade de Progressão por Série no Brasil: evolução, seletividade e aplicação de modelos de idade-período-coorte. 2010. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

HENRIQUES, R. Raça e gênero no sistema de ensino: os limites das políticas universalistas na educação. Brasília: Unesco, 2002.

LINDERT, P. Growing Public: social spending and economic growth since the eighteenth century. Nova York: Cambridge University Press, 2004. vol. 1, cap. 6.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de; CARVALHO, N. F. Tipologia de qualificação da força de trabalho: uma proposta com base na noção de incompatibilidade entre ocupação e escolaridade. *Nova Economia*, v. 14, n. 2, p. 11-33, maio/ago. 2004.

MARE, R. Social background composition and educational growth. *Demography*, v. 16, n. 1, p. 55-71, fev. 1979.

MARE, R. Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, v. 75, n. 370, p. 295-305, jun. 1980.

MARSHALL, G.; SWIFT, A.; ROBERTS, S. Against the Odds? Social Class and Social Justice in Industrial Societies. Oxford: Clarendon Press, 1997. cap. 5.

MENEZES-FILHO, N. Os determinantes do desempenho escolar no Brasil. São Paulo: Instituto Futuro Brasil, IBMEC-SP, FEA-USP, 2007.

NERI, M.; MOURA, R.; CORREA, P. Sumário executivo: Infraestrutura e avanços educacionais. 2006.

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, Pennsylvania, v. 14, n. 3, p. 693-709, out. 1973.

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 25, p. 251-269, 2008.

RIBEIRO, C. C. Desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil: raça, classe e gênero. In: RIBEIRO, C. C. Desigualdade de Oportunidades no Brasil. Belo Horizonte: Editora Argumentum, 2009. cap. 1.

RIOS-NETO, E. L. G.; CÉSAR, C. C.; RIANI, J. de L. R. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 3, p. 243-272, dez. 2002.

RIOS-NETO, E. L. G. O método probabilidade de progressão por série. In: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. L. R. (Orgs.). Introdução à demografia da educação. Parte 3, Capítulo 1. p. 142-158. Campinas: Abep, 2004.

RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R.; CÉSAR, C. C. Mother's or teacher's education? Educational stratification and grade progression in Brazil. Texto para discussão. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, maio 2003.

RODRIGUES, C. G.. 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. 2009. Tese (Doutorado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

SILVA, N. do V. Expansão escolar e estratificação educacional no Brasil. In: SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. (Ed.). Origens e Destinos: desigualdades sociais ao longo do ciclo de vida. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003.

SILVA, N. do V.; HASENBALG, C. Recursos familiares e transições educacionais. *Cad. Saúde Pública*, v. 18, p. 67-76, 2002. Suplemento.

SILVA, N. do V.; SOUZA, A. de M. e. Um modelo para a análise da estratificação educacional no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 58, p. 40-52, 1986.

SOARES, J. F. O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos. *REICE: Revista Eletrônica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 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.; 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, 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.