



Dados - Revista de Ciências Sociais

ISSN: 0011-5258

dados@iesp.uerj.br

Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Brasil

Costa Ribeiro, Carlos Antonio

Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil

Dados - Revista de Ciências Sociais, vol. 54, núm. 1, 2011, pp. 41-87

Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=21819114002>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Desigualdade de Oportunidades e Resultados Educacionais no Brasil

Carlos Antonio Costa Ribeiro

Ph.D. em sociologia pela Columbia University. Professor e pesquisador da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: carloscr@iesp.uerj.br

INTRODUÇÃO

O efeito dos recursos dos pais nas chances de sucesso e progressão educacional dos filhos – a desigualdade de oportunidades educacionais (DOE) – desempenha um papel fundamental na reprodução intergeracional das desigualdades nas sociedades modernas. A educação é um dos principais meios de acesso a posições ocupacionais e de renda hierarquicamente superiores, logo a diminuição das desigualdades de acesso à educação seria uma das principais maneiras de combater a transmissão de desigualdades ao longo das gerações. Além dos recursos familiares, as próprias características dos sistemas educacionais podem influenciar as chances de progressão dos alunos, independentemente de suas origens sociais. Quanto maior for a capacidade das escolas de oferecer ensino de qualidade capaz de superar as desvantagens de origem social dos alunos, maiores serão as chances do sistema diminuir as desigualdades de oportunidades educacionais e, conseqüentemente, promover a mobilidade social intergeracional. Infelizmente, muitos sistemas educacionais são altamente estratificados e acabam por contribuir para aumentar, ao invés de diminuir, as desigualdades de oportunidades. O primeiro objetivo deste artigo é analisar os papéis que a estrutura do sistema educacional brasileiro e os recursos familiares desempenham na reprodução e superação das desigualdades de oportunidades e resultados educacionais.

DADOS – *Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, vol. 54, nº 1, 2011, pp. 41 a 87.

Carlos Antonio Costa Ribeiro

O segundo objetivo do artigo é verificar qual é a relação entre desigualdade de oportunidades educacionais (DOE) e desigualdade de resultados educacionais (DRE). O primeiro tipo (DOE) é mensurado a partir da análise das chances de acesso a cada nível do sistema educacional, ou seja, mensura as chances desiguais de sucesso em cada transição educacional. Por exemplo, desigualdades nas chances de completar o ensino fundamental, depois o médio e, depois, entrar na universidade. O sistema educacional é composto por uma série de transições sucessivas e a desigualdade, para completar cada uma destas transições, é a forma que utilizamos para medir a DOE. Mas, além de estudar a DOE, também é importante analisar, por um lado, a desigualdade nos resultados educacionais (DRE), que são os anos de educação completos por cada indivíduo depois que fazem ou não as diversas transições educacionais, e, por outro lado, qual o efeito de cada transição educacional nos resultados educacionais. Nem todas as transições influenciam igualmente os anos de educação completos, algumas são mais cruciais do que outras e a importância de cada uma também pode variar ao longo do tempo.

Estudos anteriores sobre desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil focalizaram os efeitos dos recursos familiares e características dos indivíduos nas chances de progressão no sistema educacional. A maioria dos estudos mostrou que há fortes desigualdades de classe de origem, de raça e de região de nascimento nas chances de progredir no sistema educacional. Além disso, mostraram que as desigualdades não mudam ao longo do tempo para a maioria das características (Fernandes, 2001; Hasenbalg e Silva, 1999; Osório e Soares, 2005; Silva e Souza, 1986). Todos os estudos enfatizam que a desigualdade racial existe, mesmo quando a desigualdade de classe é levada em conta (Fernandes, 2001; Hasenbalg e Silva, 1999; Osório e Soares, 2005; Silva, 2003; Silva e Souza, 1986; Ribeiro, C., 2009a, 2006). Embora estes resultados sejam robustos, não há como negar que outras características não mensuradas poderiam estar influenciando as principais conclusões. Por exemplo, se houvesse uma correlação muito forte entre tipo de escola frequentada antes de cada transição e raça (com a maioria dos brancos frequentando escolas privadas e os não brancos, escolas públicas) e não incluíssemos a variável para tipo de escola no modelo, então encontraríamos um efeito de raça que, na realidade, deveria ser atribuído ao tipo de escola. De fato, pode haver uma série de outras características, tais como motivação para o estudo e habilidade cognitiva, que não foram mensuradas e que, em tese, poderiam modificar completa-

mente os resultados encontrados. Outra limitação é que nenhum estudo sobre o Brasil indica quais são as transições educacionais mais relevantes para descrever a desigualdade nos resultados educacionais. Em outras palavras, os estudos existentes focalizam a desigualdade nas chances de completar as transições educacionais, mas não mostram quais são as transições que mais influenciam o resultado final do processo educacional (os anos completos de educação).

Lançando mão de um banco de dados novo, com uma série de variáveis importantes, este artigo avança em relação aos estudos anteriores. Para tanto, adoto uma dupla estratégia para tratar do problema das variáveis não incluídas nas análises e procuro integrar o estudo das desigualdades de oportunidades e resultados educacionais. A primeira estratégia é aumentar o número de variáveis independentes para estudar as desigualdades de oportunidades e resultados educacionais. Além das variáveis usualmente estudadas (classe de origem ou *status* ocupacional dos pais, educação dos pais, estrutura familiar, região, raça e gênero), incluo outras, mensurando a riqueza da família (em oposição à renda ou *status* ocupacional) e o tipo de escola que os alunos frequentaram antes de cada transição educacional. A segunda estratégia é fazer uma análise de sensibilidade, ou simulação, para verificar de que maneira os resultados encontrados se modificariam caso realmente houvesse uma variável não mensurada com efeitos relevantes.

A inclusão de mais variáveis para explicar as desigualdades de oportunidades e resultados educacionais, bem como as simulações para efeitos não observados, não são exercício puramente empíricos. Na verdade, estas estratégias estão diretamente ligadas a preocupações teóricas. Incluo dois tipos de variáveis que não foram anteriormente estudadas no Brasil: riqueza dos pais e tipo de escola. Por riqueza me refiro a ativos financeiros e bens que são um recurso econômico que vai além da renda ou do *status* ocupacional, e que pode ser usada para financiar direta ou indiretamente o investimento dos pais na educação dos filhos. Pais que possuem algum estoque de riqueza, mesmo que pequeno, têm chances significativamente maiores de investir na educação de seus filhos. A teoria do “capital humano” enfatiza bastante o estudo do investimento em educação como uma estratégia familiar importante para garantir o bem estar futuro dos filhos (Becker, 1981; Flug, Spilimbergo e Wachtenheim, 1998). Além disso, uma série de estudos sociológicos recentes vem mostrando a enorme relevância da riqueza para a mobilidade social e as chances de vida dos indivíduos (Spilerman

Carlos Antonio Costa Ribeiro

2000). Em países como o Brasil, onde há pouco crédito e política social pouco desenvolvida em termos de salário desemprego etc. (Draibe, 1995; Arretche 2002), o efeito da riqueza, mesmo que em poucas quantidades, tende a ser altamente relevante (Flug, Spilimbergo e Wachtenheim, 1998).

A outra variável que incluo nas análises é o tipo de escola: pública, federal ou privada. Vários estudos sobre desempenho acadêmico nas escolas brasileiras indicam que escolas públicas de ensinos fundamental e médio têm alunos com desempenho médio significativamente menor do que escolas privadas ou públicas federais (Albanez, Ferreira e Franco, 2002; Alves, 2007; Barbosa, 2009; Soares, 2004). Estas diferenças indicam que o sistema educacional brasileiro, apesar de seguir um currículo unificado, é bastante estratificado. Segundo a teoria da “desigualdade efetivamente mantida” (Lucas, 2001), a estratificação dentro dos sistemas educacionais é um dos principais meios por intermédio dos quais a desigualdade educacional e de classe é reproduzida. No Brasil a situação parece particularmente grave na medida em que as melhores universidades são públicas e não cobram mensalidades, mas as escolas fundamentais e de ensino médias privadas são de melhor qualidade. Este sistema favorece a desigualdade pelo seu próprio desenho. Portanto, torna-se fundamental estudar a desigualdade de oportunidades entre indivíduos que estudaram em escolas públicas, federais e privadas.

De fato, os resultados das análises que apresento a seguir revelam que a riqueza dos pais e o tipo de escola frequentada antes de cada transição são características que contribuem significativamente para explicar as desigualdades de oportunidades e resultados educacionais, ou seja, são características que se somam às anteriormente estudadas para explicar as desigualdades. Apesar de estes e outros efeitos terem se mostrado muito importantes, também implemento análises de sensibilidade para verificar se os resultados encontrados se modificariam caso houvesse variáveis relevantes não mensuradas. É perfeitamente plausível que variáveis não mensuradas, tais como motivação para os estudos, ambições educacionais e/ou habilidades cognitivas, estejam influenciando as chances de progressão no sistema educacional. Análises de sensibilidade ou simulações incluindo efeitos plausíveis de variáveis não observadas são, portanto, procedimentos altamente relevantes para verificarmos o quão robustos são os resultados encontrados sobre as desigualdades de oportunidades e resultados.

O artigo está dividido em sete partes, incluindo esta introdução. Na parte a seguir apresento o desenvolvimento e as características do sistema educacional brasileiro, bem como as principais reformas educacionais (em 1961, 1971 e 1982) que podem ter influenciado as tendências de acesso ao sistema escolar ao longo das coortes de idade estudadas. Na parte três apresento, em detalhe, os dados utilizados e as variáveis, e, mais brevemente, os métodos de análise. Na quarta parte descrevo os principais resultados encontrados sobre as desigualdades de oportunidades educacionais, e, na parte seguinte, as análises de sensibilidade para verificar se os resultados são robustos à quebra de alguns pressupostos estatísticos dos modelos utilizados. É só na sexta parte do artigo que mostro como as transições educacionais estão relacionadas às desigualdades de resultados educacionais. No final faço, como de costume, um resumo dos resultados para concluir.

O SISTEMA EDUCACIONAL BRASILEIRO

Neste artigo analiso as chances de progressão no sistema educacional de pessoas que nasceram entre 1944 e 1983. Considerando que tipicamente as pessoas começam sua escolarização com 6 ou 7 anos de idade, e podem chegar ao fim, se frequentarem a universidade, em torno de 18 a 22 anos, irei analisar a carreira educacional de pessoas que podem ter frequentado o sistema entre 1950 e 2005. Neste longo período, três grandes reformas educacionais ocorreram no sistema e também houve algumas mudanças importantes de oferta e demanda de vagas. As principais reformas na educação fundamental foram as de 1961, 1971, e a partir de 1982. As principais mudanças na estrutura de oferta e demanda de vagas foram uma enorme expansão do ensino fundamental público, e uma grande expansão no número de vagas no ensino médio público (Ribeiro, C., 2009a, Birdsall e Sabot, 1996, Ribeiro, 1983). Além disso, o crescimento do ensino médio não foi acompanhado de expansão do ensino superior a partir do início da década de 80, o que criou uma espécie de gargalo no ingresso à universidade.

Embora as reformas tenham modificado os nomes dos ciclos do sistema e a obrigatoriedade de escolarização, certa estrutura básica permaneceu inalterada (Klein, 2006; Mainardes, 2001). Ao longo de todo o período o sistema pode ser dividido em quatro séries iniciais de ensino fundamental, quatro séries finais de ensino fundamental, três séries de ensino médio (ou quatro, no caso do ensino técnico), e quatro ou cinco anos de ensino universitário. As três principais reformas (1961, 1971 e

Carlos Antonio Costa Ribeiro

1982) foram políticas de expansão do ensino fundamental, e também do médio. Em 1961 houve expansão do número de vagas nos primeiro e segundo ciclos do ensino fundamental. Havia, também, uma série intermediária, opcional, entre os dois ciclos do ensino fundamental que se chamava “admissão”, ou seja, era uma série preparatória para entrar no segundo ciclo do fundamental. A principal divisão era, portanto, entre o primeiro ciclo do ensino fundamental, que era compulsório por lei, e o resto da educação fundamental e média. Já havia, no entanto, uma política de expansão do ensino médio visando preparar a população para o mercado de trabalho. A partir de 1971, as oito séries do fundamental passaram a ser compulsórias por lei, embora o acesso ao sistema ainda fosse bastante reduzido. Em 1982, os diversos governadores de oposição ao governo militar que foram eleitos nas primeiras eleições gerais para cargos executivos desde o início da ditadura, em 1964, começaram a investir na construção de escolas de ensino fundamental, o que contribuiu ainda mais para a expansão do acesso à escola básica (Franco, 2007).

Depois do ensino fundamental há o ensino médio, que, antes de 1971, era especializado, dividindo os alunos em duas formações paralelas, uma concentrada em matérias científicas e outra em matérias humanísticas. Depois de 1971 o ensino médio passou a se chamar segundo grau, e não fez mais a divisão entre áreas de conhecimento. Independentemente das mudanças, o ensino médio sempre foi composto por três séries. Os poucos cursos técnicos de nível médio são obrigados a dar formação geral, além da técnica, o que permite que os alunos concorram para entrar na universidade. A grande expansão do ensino médio foi promovida, principalmente, pelo governo que a partir de 1961 criou muitas escolas públicas, enquanto o número de escolas privadas permaneceu praticamente o mesmo ao longo de todo o período relevante para este artigo.

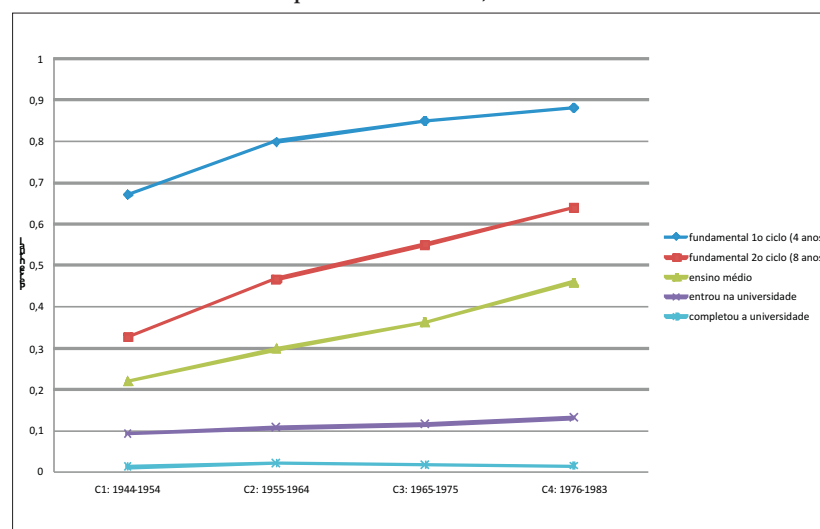
Embora haja um currículo único para as escolas de ensinos fundamental e médio, o sistema permite a coexistência de escolas privadas e públicas (municipais, estaduais, ou federais), o que significa, na realidade, uma estratificação na qualidade do ensino. De um modo geral, as escolas privadas de ensino fundamental e médio são de melhor qualidade do que as públicas, com exceção das públicas federais, que são de qualidade comparável às privadas. Em contrapartida, as universidades públicas são consideradas de melhor qualidade e inteiramente gratuitas para aqueles que conseguem entrar. Como a entrada na uni-

versidade é feita a partir de exames de conhecimento, os assim chamados vestibulares, os alunos que passaram pelas melhores escolas de ensinos fundamental e médio, geralmente instituições privadas, têm mais chances de entrar nas melhores universidades, geralmente públicas. Este sistema com melhor qualidade no ensino privado de níveis fundamental e médio, e no ensino universitário público, promove, pelo seu próprio desenho, a desigualdade no acesso à universidade. Ou seja, famílias que tenham recursos para investir em educação pre-universitária privada podem facilitar a entrada de seus filhos em universidades de melhor qualidade públicas e inteiramente gratuitas.

Apesar de todas as reformas descritas e da divisão entre os setores público e privado, é possível formular um modelo simplificado do sistema educacional brasileiro em que há cinco transições fundamentais: completar as quatro séries iniciais do ensino fundamental (T1); completar as oito séries do fundamental, tendo completado as quatro iniciais (T2); completar o ensino médio tendo completado os oito anos do fundamental (T3); entrar na universidade tendo completado o ensino médio (T4); e completar a universidade (T5). Repare que estas são transições educacionais condicionais, ou seja, cada transição mais elevada é condicional ao sucesso nas transições anteriores. Por exemplo, só pode completar o ensino fundamental quem completou as quatro séries iniciais, e assim por diante. Para dar conta da divisão entre setores, incluiremos nos modelos estimados uma variável independente para o setor (público, público federal ou privado) em que o aluno estudou antes de fazer cada transição.

Ao longo dos anos estas transições consecutivas foram incluindo cada vez mais pessoas, ou seja, houve uma enorme expansão do sistema educacional, assim como ocorreu em diversos outros países ao longo do século XX (Shavit e Blossfeld, 1993). Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE revelam que a população com 25 anos ou mais, com menos de quatro anos de ensino fundamental, diminuiu de 75%, em 1960, para 42%, em 1991, e 28%, em 2005, enquanto aqueles com ensino médio completo passaram de 1,1%, em 1960, para 7,5%, em 1991, e 12,3%, em 2005. Esta expansão também pode ser observada nos dados da pesquisa que utilizo neste artigo. O Gráfico 1 apresenta o percentual de pessoas em cada coorte de nascimento com cada um dos níveis educacionais completo.

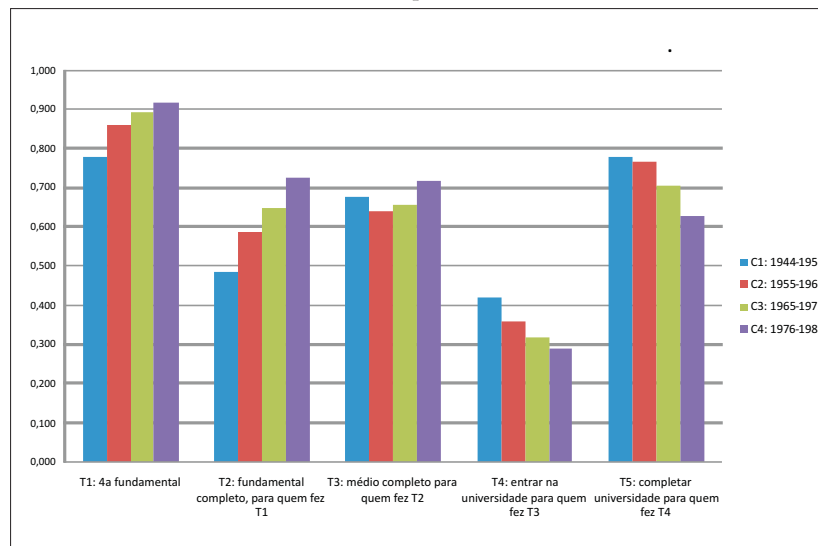
Gráfico 1
Percentual de pessoas com diversos níveis educacionais completos
por coorte de idade, Brasil



Os dados do Gráfico 1 revelam que há um crescimento constante ao longo do tempo (das coortes de nascimento) do percentual de pessoas com os quatro anos do ensino fundamental completos, os oito anos completos e o ensino médio completo. Em contraste, não há aumento do percentual de pessoas que entraram e completaram a universidade. Estas tendências criaram uma distância cada vez maior entre os que completaram o ensino médio e os que entraram na universidade. Uma maneira diferente de olhar para estes dados é examinar as transições condicionais, ou seja, os percentuais fazendo cada transição educacional tendo como base apenas a população que fez a transição anterior. O Gráfico 2 apresenta as transições condicionais, que são a variável dependente dos modelos que serão apresentados mais adiante, e revela que há um aumento no percentual fazendo as duas primeiras transições, uma continuidade no percentual fazendo a terceira transição, e um declínio no percentual fazendo as duas últimas transições. Isto significa que, entre as pessoas que entraram na escola, um número cada vez maior completou as quatro séries iniciais (T1); das que completaram as quatro séries iniciais, um percentual cada vez maior completou o ensino fundamental (T2); das que completaram o fundamental, um percentual semelhante em todas as coortes completou o ensino médio (T3); das que completaram o ensino médio, um percentual cada vez

Desigualdade de Oportunidades e Resultados Educacionais no Brasil

Gráfico 2
Transições educacionais por coorte de idade, Brasil



menor entrou na universidade (T4); e das que entraram na universidade, um percentual cada vez menor completou este grau de ensino (T5)¹.

A enorme expansão do ensino fundamental e o aumento das duas primeiras taxas de transição foram promovidos pelas reformas educacionais de 1961, 1971 e de 1982. O aumento do percentual com ensino médio completo (Gráfico 1) é uma consequência da grande expansão do ensino médio público que ocorreu ao longo do período estudado e foi bastante estimulado pela reforma de 1961. A expansão do ensino fundamental, no entanto, não levou a um aumento da proporção de pessoas com este grau completo que foi capaz de completar o ensino médio (Gráfico 2: T3 não aumentou), ou seja, embora o percentual total completando o ensino médio tenha aumentado (Gráfico 1) a taxa de transição do ensino fundamental completo para o médio completo não aumentou (Gráfico 2). Finalmente, uma comparação dos Gráficos 1 e 2 revela que não aumentou o percentual total que entrou e completou a universidade (Gráfico 1), ao mesmo tempo em que diminuíram as duas últimas taxas de transição (Gráfico 2), ou seja, de todos que completaram o ensino médio um percentual cada vez menor entrou na universidade e dos que entraram no terceiro grau um percentual cada vez menor completou este grau de ensino.

Carlos Antonio Costa Ribeiro

Estas tendências são uma consequência direta das reformas educacionais e das mudanças na estrutura de oferta e demanda de candidatos e vagas no sistema educacional, mas apesar de importantes afetam apenas marginalmente as tendências na desigualdade de oportunidades educacionais tal como estimadas pelo modelo apresentado na quarta seção deste artigo.

DADOS, VARIÁVEIS E MÉTODOS

Dados

Neste artigo uso dados da “Pesquisa Dimensões Sociais das Desigualdades” (PDSD daqui em diante). A PSDS é uma amostra representativa da população brasileira, urbana e rural, com exceção da área rural da região Norte, que inclui apenas 3,3% da população do país. Coletada entre outubro e novembro de 2008, a PSDS é composta por uma amostra de 8.048 domicílios. A amostra é inteiramente probabilística e estratificada em múltiplos estágios, o que permite inferências acuradas dos parâmetros populacionais. A amostragem segue um procedimento probabilístico em três etapas. Na primeira foram selecionados os municípios, na segunda os setores censitários dentro dos municípios, e na terceira, os domicílios dentro dos setores. Informações básicas sobre escolaridade e emprego foram coletadas para todos os indivíduos com 10 anos ou mais. Um grande conjunto de questões, incluindo características dos pais e condições em que os respondentes cresceram, foi perguntado para chefe e cônjuge em cada domicílio.

Para este artigo selecionei uma subamostra incluindo todos os chefes e cônjuges entre 25 e 64 anos de idade. Essa amostra inclui 8.359 indivíduos e é usada para estimar as desigualdades de oportunidades e resultados educacionais ao longo de cinco transições educacionais e das quatro coortes de idade. Como é comum em amostras transversais com dados retrospectivos sobre características dos pais dos respondentes, há uma proporção considerável de casos sem informação para algumas das características dos pais. Em particular, informações para educação e ocupação do pai ou da mãe dos respondentes não estão disponíveis em cerca de 11% a 29% dos casos. Usar o procedimento de eliminar os casos para os quais não há informação (listwise deletion) levaria a uma redução de aproximadamente 40% dos casos válidos. Com o objetivo de reter estes casos nas análises, usei um algoritmo de imputação múltipla para recuperar casos sem informação (King *et al.*, 2001). Esse

procedimento pressupõe que os dados estão sem informação de forma aleatória (MAR), ou seja, depois de controlar por covariantes não há seletividade no padrão de dados sem informação. Esse procedimento, implementado pelo programa *Amelia*, cria cinco bancos de dados a partir dos quais parâmetros estimados e erros padrão são combinados. A principal consequência deste procedimento, quando comparado com a imputação via regressão simples, é que ele diminui os intervalos de confiança tornando os testes estatísticos mais rigorosos.

Variáveis

A desigualdade de oportunidades educacionais é mensurada pelo efeito de uma série de variáveis independentes, com características dos indivíduos e das instituições de ensino, em cinco transições educacionais condicionais e consecutivas (apresentadas no Gráfico 2) que são a variável dependente no modelo estimado. As variáveis independentes usadas para medir as diferentes dimensões de desigualdade podem ser classificadas em quatro grupos: (1) condições econômicas da família (*status* ocupacional do pai e da mãe, e riqueza da família); (2) características demográficas dos indivíduos (raça ou cor, e sexo); (3) “capital cultural” da família (educação da mãe e do pai); (4) contexto regional em que cresceu (região de nascimento e área de moradia até os 15 anos); (5) estrutura familiar (tipo de família, número de irmãos e trabalho da mãe); (6) qualidade do ensino ou tipo de escola que frequentou (privada, pública federal ou outras públicas); e (7) coorte de nascimento representando mudanças temporais nas transições. Estatísticas descritivas para todas as variáveis independentes são apresentadas na Tabela 1.

Para analisar a desigualdade socioeconômica utilizei o “International Socioeconomic Index – ISEI” (Ganzeboom, Treiman e De Graaf, 1992) que mede o *status* ocupacional do pai e da mãe do respondente (“*Status* ocup. pai” e “*Status* ocup. mãe”). O ISEI ordena as ocupações usando uma única escala hierárquica baseada na média de educação e renda de cada ocupação e pode ser visto como uma boa *proxí* para a renda permanente, ou seja, a renda não influenciada por flutuações de curto prazo. Este índice é largamente utilizado em pesquisas na área de estratificação social. Ao usar as informações ocupacionais de ambos os pais do respondente temos mais controle sobre as condições socioeconômicas em que os indivíduos cresceram. Efeitos positivos destas variáveis nas transições educacionais expressam, portanto, desigualda-

Carlos Antonio Costa Ribeiro

Tabela 1
Estatísticas Descritivas para as Variáveis Independentes

	Mean	S.D.	Min	Max
Sexo (homem=1, mulher=0)	0,43	0,50	0	1
Reg. Urb. aos 15 anos (urbana=1, rural=0)	0,66	0,47	0	1
Região nascimento (sul=1, norte=0)	0,45	0,50	0	1
Status ocup. Pai	32,01	12,73	18	90
Status ocup. mãe	28,02	8,12	19	90
Mãe trabalhava (sim=1, não=0)	0,45	0,50	0	1
Edu. Pai	3,61	3,79	0	16
Edu. Mãe	3,25	3,62	0	16
Riqueza dos pais alta (ref. nenhuma riq.)	0,19	0,39	0	1
Riqueza dos pais baixa (ref. nenhuma riq.)	0,26	0,44	0	1
Branco (ref. Preto)	0,49	0,50	0	1
Pardo (ref. Preto)	0,40	0,49	0	1
Estru. familiar (pai e mãe=1, monop.=0)	0,74	0,44	0	1
Número de irmãos	3,56	2,69	0	15
Escola privada (ref. Pública)				
Escola federal (ref. Pública)	0,24	0,43	0	1
cohort53_44 (C2)	0,27	0,45	0	1
cohort43_33 (C3)	0,31	0,46	0	1
cohort32_25 (C4)	0,18	0,38	0	1
Escola privada antes T1	0,16	0,36	0	1
Escola federal antes T1	0,04	0,20	0	1
Escola privada entre T1 e T2	0,18	0,38	0	1
Escola federal entre T1 e T2	0,04	0,21	0	1
Escola privada entre T2 e T3	0,27	0,44	0	1
Escola federal entre T2 e T3	0,06	0,24	0	1
Escola privada entre T3 e T4	0,35	0,48	0	1
Escola federal entre T3 e T4	0,07	0,26	0	1
Escola privada entre T4 e T5	0,69	0,46	0	1
Escola federal entre T4 e T5	0,15	0,35	0	1

des socioeconômicas nas chances de sucesso em cada transição. Embora haja correlação entre estas e outras variáveis independentes usadas nos modelos estimados, nenhuma correlação compromete o modelo, ou seja, não há problema de colinearidade.

Enquanto a renda do trabalho ou o *status* socioeconômico são obtidos diretamente no mercado de trabalho, a “riqueza” é uma dimensão da estratificação que não está necessariamente ligada ao trabalho. Enquanto a renda é um fluxo, a riqueza é um estoque de “capital econômico”. Por “riqueza” me refiro aos ativos e bens que as famílias possuem, tais como segunda casa e ativos financeiros, que podem gerar renda que vai além daquela obtida no mercado de trabalho. A riqueza não apenas pode ser transferida diretamente de pais para filhos, seja como herança, seja como doação, como também pode ser utilizada para financiar o que for necessário independentemente da condição de trabalho dos pais. Neste artigo mensuro a “riqueza” dos pais do respondente mediante um índice latente que combina informações sobre a propriedade de uma série de ativos (Filmer e Pritchett, 1999, Sahn e Sifel, 2003). Elaborei este índice usando análise de componentes principais, uma técnica de redução dos dados que diminui a dimensionalidade do banco de dados capturando a variação que é comum a todas as variáveis originais (McKenzie, 2005). Na prática, esta técnica corresponde a encontrar uma combinação linear de pesos que dê conta da maior parte da variação na matriz de variância e covariância. O índice de riqueza é baseado na combinação de variáveis medindo se os pais eram proprietários ou não dos seguintes itens: empresa ou negócio, alguma propriedade que alugavam, uma segunda casa (casa de veraneio ou campo), ações (aplicações financeiras), caderneta de poupança, conta em banco, e carro. Com exceção de “conta em banco”, todos os ativos são indicadores de riqueza acumulada. Tendo em vista a pouca penetração do sistema financeiro na geração dos pais dos respondentes, possuir uma conta no banco já era um sinal ou indicador de possibilidade de acumulação de riqueza. De fato, a análise de componentes principais confirma esta interpretação, na medida em que o resultado revela apenas uma dimensão para a qual todos os indicadores convergem. Apesar de a análise de componentes principais ter propiciado a construção de uma escala linear única, uma grande proporção dos pais não possuía riqueza, o que torna esse indicador linear truncado. Além disso, estou interessado em capturar não linearidades no efeito da riqueza dos pais. Por estas razões, baseado no índice de riqueza gerado criei uma variável ordinal que faz a distinção entre “nenhuma riqueza dos pais”

Carlos Antonio Costa Ribeiro

(55% dos pais da amostra, categoria de referência), “riqueza dos pais baixa” (26% dos pais) e “riqueza dos pais alta” (19% dos pais). É importante destacar que mesmo a categoria de “riqueza alta” não corresponde a pessoas normalmente consideradas muito ricas. Na realidade, minhas análises mostram que mesmo níveis modestos de riqueza têm um forte impacto nas chances de sucesso em transições educacionais.

Além de estudar as desigualdades econômicas (*status* socioeconômico e riqueza), minhas análises permitem observar diversos outros tipos de desigualdade. As variáveis para educação do pai e da mãe são, geralmente, utilizadas para mensurar o efeito do “capital cultural”. Tendo em vista que são usadas em conjunto com outras variáveis mensurando características socioeconômicas, o uso de educação do pai e da mãe como indicadores de “capital cultural” é bastante confiável. O “capital cultural” é o nível de conhecimento e acesso a bens culturais que os pais do respondente tinham. Este tipo de capital é extremamente importante no sistema educacional, uma vez que pais que tenham passado pelo sistema podem transmitir a seus filhos o conhecimento e a forma de comportamentos adequados para se obter sucesso no processo de escolarização.

Duas variáveis são utilizadas para mensurar as características da estrutura familiar que também pode contribuir para o sucesso dos indivíduos no sistema educacional. A primeira é o tipo de família ou estrutura familiar: mono parental (0) ou com os dois pais (1). No Brasil, há uma enorme quantidade de domicílios em que o pai não está presente – 26% dos domicílios em nossa amostra são mono parentais. Nestes casos, há menos recursos em termos de adultos presentes para gerar renda ou cuidar das crianças, o que pode constituir uma desvantagem. A segunda característica é o “número de irmãos”. Famílias muito grandes encontram mais dificuldades para dividir os recursos entre os filhos, o que também pode se constituir em uma desvantagem. Uma outra variável indiretamente relacionada à estrutura familiar é a presença da mãe no domicílio ou trabalhando fora de casa (“Mãe trabalhava”). Mães que não trabalham fora de casa podem dar mais atenção a seus filhos em termos de tarefas escolares para serem feitas em casa (deveres de casa), entre outros tipos de atenção. Em outras palavras, a presença da mãe no domicílio pode ser uma vantagem em termos de atenção dispensada aos filhos enquanto estes estão na fase de escolarização.

Outras duas variáveis importantes são sexo e cor ou raça. Sexo é usado para medir desigualdade entre homens e mulheres. No caso deste artigo, não encontramos desigualdade deste tipo, mas a variável foi mantida nos modelos. A desigualdade racial foi o principal tema, junto com a desigualdade socioeconômica, de todos os estudos anteriores sobre desigualdade de oportunidades educacionais no Brasil (Fernandes, 2001; Hasenbalg e Silva, 1999; Osório e Soares, 2005; Silva e Souza, 1986; Ribeiro, C., 2009b). Neste artigo, faço a distinção usual entre brancos, pardos e pretos.

O local em que as pessoas nasceram e cresceram também pode ter um efeito sobre as chances de escolarização. Em áreas rurais há menos escolas do que em áreas urbanas (“região urbana aos 15 anos”). Consequentemente, pessoas que cresceram em cidades estão em posição de vantagem em relação aos que cresceram no campo. Tendo em vista que as regiões do sul (Sudeste e Sul) historicamente têm mais escolas do que as regiões no norte (Nordeste, Norte e Centro Oeste), incluí uma variável para “região de nascimento”. Estas desigualdades regionais e de área são provavelmente mais marcantes nas primeiras transições educacionais.

Finalmente, incluí no modelo uma variável para capturar aspectos institucionais do sistema educacional (escola privada, escola federal e escola pública). No Brasil, as escolas de ensinos fundamental e médio privadas e públicas federais são, em geral, de melhor qualidade do que as públicas municipais e estaduais e, portanto, estudar em escolas de diferentes tipos em um nível educacional pode facilitar a transição para o nível seguinte. Embora os ensinos fundamental e médio, no Brasil, seja composto por um currículo único, a existência de escolas em diferentes setores com diferentes qualidades implica estratificação do próprio sistema educacional. Esta estratificação afeta as chances de progressão no sistema.

Para capturar as mudanças ao longo do tempo incluí quatro coortes de idade como variáveis independentes no modelo (a coorte mais velha é a categoria de referência). Como expliquei na seção anterior, estas coortes foram definidas de forma a capturar efeitos das reformas educacionais e fluxos de oferta e demanda de vagas nas desigualdades de oportunidades educacionais. Praticamente não há mudanças das coortes de idade ao longo do tempo.

Carlos Antonio Costa Ribeiro

Métodos

Neste artigo estimo um modelo *logit* sequencial, também conhecido como modelo de transições educacionais. Este modelo estima o efeito de variáveis independentes nas chances de fazer transições educacionais consecutivas e condicionais, ou seja, só está sujeito a uma transição superior quem foi bem-sucedido nas anteriores. Cada transição é modelada como uma variável binária em um modelo *logit* ou regressão logística. Além de usar este modelo faço uma análise de sensibilidade, apresento um modelo de regressão linear, e utilizo uma metodologia de ponderação para verificar a relação entre a “desigualdade de oportunidades educacionais” (DOE medida pelas chances relativas de fazer cada transição) e a “desigualdade de resultados educacionais” (DRE medida pelos anos de educação completos). Explico estas metodologias nas próximas seções.

Para chegar a um modelo *logit* sequencial final (apresentado na Tabela 2) parti de um modelo reduzido incluindo apenas as coortes como variável independente, e incluí incrementalmente cada uma das variáveis independentes em diversos modelos cada vez mais ampliados, até chegar ao modelo final. A cada variável incluída em modelos cada vez mais ampliados eu verificava qual o impacto causado pela nova variável nos coeficientes para as variáveis que já estavam no modelo anterior. Primeiro, estimei um modelo apenas com as coortes de idade, depois, incluí as variáveis demográficas (raça e sexo), depois, as de região (região em que nasceu e área de residência até os 15 anos de idade), depois, as socioeconômicas (ocupação do pai e da mãe, e riqueza), depois, as da estrutura familiar (mãe trabalhava, estrutura familiar e número de irmãos), e, finalmente, as para tipo de escola (privada, federal e pública). Os efeitos de todas as variáveis se somam e melhoram o ajuste do modelo anterior. A única que modifica significativamente o resultado dos modelos anteriores é a variável para tipo de escola. Explico a consequência da inclusão desta variável para os outros efeitos na próxima seção. O modelo sem esta última variável também é apresentado na Tabela 1 do Anexo.

DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES EDUCACIONAIS

Nesta seção, apresento os principais resultados obtidos pelo modelo de transições educacionais condicionais para os indivíduos entre 25 e 64 anos de idade em 2008. Estes indivíduos tiveram a possibilidade de

fazer todas as cinco transições, desde completar as quatro primeiras séries do ensino fundamental (T1) até completar os estudos universitários (T5). Os dados permitem avaliar tanto as tendências históricas destas desigualdades em termos das características de origem social dos indivíduos e dos tipos de escola que frequentaram antes de cada transição, quanto as tendências de desigualdades ao longo do fluxo de progressão dentro do sistema educacional, ou seja, ao longo das transições educacionais.

A primeira coluna de números da Tabela 2 (com título $sd(0)$) apresenta os efeitos em cada transição (de T1 a T5) das variáveis independentes: sexo, residência em região urbana até os 15 anos de idade, região de nascimento, *status* ocupacional do pai, *status* ocupacional da mãe, trabalho da mãe fora de casa (trabalhava ou não), educação do pai, educação da mãe, riqueza dos pais (classificada em três categorias: alta, baixa e nula), cor (branco, pardo e preto), estrutura familiar (residia com pai e mãe ou apenas com um dos dois), número de irmãos, tipo de escola que frequentou no nível educacional anterior (privada, pública federal e outras públicas), e coorte de nascimento (C1: 1944 a 1954 – categoria omitida, C2: 1955 a 1964, C3: 1965 a 1975, e C4: 1976 a 1983). A constante captura o efeito combinado das mudanças institucionais e do tamanho das coortes.

A primeira coisa que deve ser destacada na Tabela 2 é que os efeitos não mudam ao longo das coortes de idade, ou seja, ao longo do tempo. Este resultado confirma o padrão de “desigualdades persistentes” observado em diversos países industrializados (Shavit e Blossfeld, 1993), em desenvolvimento (Park 2001; Torche, 2005; Gerber e Hout, 1995; Gerber, 2000, 2003), e em estudos anteriores sobre o Brasil (Fernandes, 2001; Silva e Souza, 1986; Silva, 2003; Ribeiro, C., 2009b)². Além disso, ao longo das transições educacionais, não só o número de variáveis de origem social e característica institucional com efeitos estatisticamente significativos diminuem, como também a força dos efeitos relevantes diminui ou não apresenta tendências claras. Abaixo apresento os principais efeitos observados, que descrevem as desigualdades de oportunidades educacionais ao longo do tempo e das transições escolares. Nas descrições uso as “chances relativas”, que são o exponencial dos coeficientes estimados pelo modelo.

Para a variável “região urbana até os 15 anos” na primeira transição (T1) o coeficiente de 0,789 está em escala logarítmica (assim como todos os outros coeficientes na Tabela 2) e deve, portanto, ser revertido

para outra métrica de forma a ser interpretado. Para tanto, utiliza-se o exponencial ($e^{0,789} = 2,2$), que é o valor da “chance relativa” indicando que pessoas que viveram em região urbana até os 15 anos tinham 2,2 vezes mais chances de completar os primeiros quatro anos de educação primária (T1) do que indivíduos que cresceram em áreas rurais. Todos os coeficientes da Tabela 2 são interpretados usando este tipo de cálculo; quando não há efeito, o exponencial do coeficiente é 1, ou o teste de significância indica que não é diferente de 1. No caso da variável “região urbana até os 15 anos”, verifica-se que a vantagem decresce para 1,9 ($e^{0,661}$) vezes mais chances de completar a educação primária de oito anos (T2) entre aqueles que completaram a primeira transição, para 1,3 vezes entre aqueles que completaram o ensino médio (T3) uma vez tendo completado o primário (oito anos), e não é significativa para entrar na universidade entre os que completaram o ensino médio (T4), nem para completar a universidade entre os que entraram (T5). Este tipo de desigualdade era esperado tendo em vista que a oferta de escolas nas regiões rurais sempre foi menor do que nas regiões urbanas do Brasil (Bacha e Klein, 1989; Castro, 1986, 1994). A região de nascimento, que também é uma variável contextual importante, tem um efeito estatisticamente significativo para completar as 4 primeiras séries da educação fundamental (T1) e para entrar na universidade entre os que terminaram o segundo grau (T4). Indivíduos que nasceram na região Sul (Sudeste e Sul) têm 1,4 vezes mais chances de completar os 4 primeiros anos de educação fundamental e 1,6 vezes mais chances de entrar na universidade (T4) do que aqueles que nasceram na região Norte (Norte, Nordeste e Centro-Oeste). Enquanto esta desigualdade para completar os quatro anos de educação primária (T1) está provavelmente relacionada ao fato de que há menos oferta de escolas básicas no Norte do que no Sul, o diferencial de região de nascimento (Sul/Norte) para acesso à universidade pode estar relacionado tanto ao fato de haver menos oferta de universidade no Norte do que no Sul, quanto a outros fatores relacionados a menos oportunidades educacionais dos migrantes do Norte no Sul (Januzzi, 2000). Tendo em vista que muitas pessoas que nascem no Norte/Nordeste/Centro-Oeste migram para o Sul/Sudeste justamente na idade em que deveriam entrar na universidade, a desigualdade de região de nascimento não pode ser inteiramente atribuída à diferença na oferta de vagas universitárias entre o Norte e o Sul. Há, provavelmente, alguma diferença entre migrantes e não migrantes que se expressa na desigualdade de acesso à universidade entre pessoas nascidas no Norte e no Sul do país.

O efeito da ocupação do pai, uma variável indicando o nível de renda permanente do pai, diminui monotonicamente entre a primeira transição (T1), a segunda (T2), e a terceira (T3). Depois aumenta para entrar na universidade (T4), e ainda mais para concluí-la (T5). O aumento do efeito do *status* socioeconômico do pai para entrar e completar a universidade deve estar relacionado ao fato de haver um gargalo no acesso à universidade, como indica o Gráfico 2. Como há muita competição para entrar na universidade, aqueles com mais recursos acabam tendo vantagens. O efeito da ocupação da mãe está presente somente para completar a universidade (T5) e apresenta um sinal negativo, ou seja, pessoas cujas mães tinham *status* ocupacional mais alto tinham menos chances de completar esse nível educacional. Esse efeito está certamente relacionado à grande seletividade que ocorre ao longo do sistema. Pessoas cujas mães tinham baixo *status* ocupacional são filtradas antes de chegar à universidade, mas aquelas que chegam devem ser altamente motivadas.

Outro efeito interessante é o da condição de trabalho da mãe dos indivíduos. Filhos cujas mães não trabalhavam fora de casa tinham 1,2 vezes mais chances de completar as quatro séries iniciais do fundamental (T1) do que indivíduos cujas mães trabalhavam fora de casa. Estes efeitos ou desigualdades estão provavelmente relacionados ao fato de que a presença da mãe em casa nos anos iniciais de escolaridade dos filhos contribui para mais controle ou ajuda no cumprimento das tarefas escolares e da rotina domiciliar.

No entanto, a principal característica materna que afeta a progressão dos filhos no sistema educacional é o nível educacional ou escolaridade da mãe. Geralmente, esta variável é pensada como um indicador do “capital cultural”, que é extremamente importante para o desempenho educacional dos filhos, de acordo com a teoria da “reprodução” (Bourdieu e Passeron, 1977). A desigualdade (ou efeito) em termos da escolaridade da mãe diminui entre a primeira (completar quatro séries do fundamental: T1) e a terceira transição (completar o secundário, uma vez tendo terminado o primário: T3), e diminui ainda mais significativamente para entrar na universidade (T4) e para completar a universidade (T5). O fato de a escolaridade da mãe ser relevante até mesmo para completar a universidade é uma evidência clara de que o “capital cultural” é provavelmente valorizado na universidade, como previsto pela teoria (*ibidem*). No entanto, o efeito é claramente mais for-

Carlos Antonio Costa Ribeiro

te nas três primeiras transições, quando o indivíduo ainda está próximo do círculo familiar.

Além da região de nascimento, do “capital cultural”, e do *status* ocupacional dos pais, há outra característica, que ainda não havia sido estudada no Brasil, mas que tem um forte efeito sobre as chances educacionais dos indivíduos: a riqueza dos pais. Esta riqueza não é propriamente representada pela renda ou pelo *status* ocupacional, mas, sim, pelos bens e ativos que os pais possuíam, ou seja, é uma dimensão distinta das desigualdades socioeconômicas. Segundo a teoria do “capital humano”, por exemplo, pais com mais riqueza têm mais recursos para investir na educação e, portanto, no “capital humano” de seus filhos (Becker 1981). Mesmo pequenas quantidades de riqueza podem servir como recursos importantes para manter os filhos na escola quando os pais enfrentam dificuldades financeiras como, por exemplo, desemprego, doença ou outro tipo de crise familiar. O efeito da riqueza tende a ser ainda mais forte em países como o Brasil, onde o crédito é limitado e o sistema de proteção social pouco desenvolvido. Nestas condições, o estoque de riqueza, mesmo que pequeno, se torna um recurso ainda mais relevante. De fato, o efeito da riqueza dos pais está presente em todas as transições educacionais e não apresenta nenhuma tendência de diminuição, seja ao longo do tempo (das coortes) ou das transições educacionais. Indivíduos que cresceram em famílias com “riqueza alta” tinham, pelo menos, 1,3 vezes mais chances de completar qualquer uma das cinco transições do que indivíduos cujas famílias “não tinham riqueza”, enquanto aqueles que vinham de famílias com “riqueza baixa” tinham, pelo menos, 1,2 vezes mais chances. É impressionante que mesmo para completar a universidade entre os que nela entraram (T5) também haja um forte efeito da “riqueza dos pais”, ou seja, a desigualdade de oportunidades em termos de riqueza permanece presente até a última transição do sistema educacional, momento em que a grande maioria dos outros tipos de desigualdade não existe mais.

Em contraste com a “riqueza”, que nunca havia sido estudada em trabalhos sobre desigualdades educacionais no Brasil, a raça, ou cor, tem sido um tema constante nos estudos sobre desigualdades educacionais (Fernandes, 2001; Hasenbalg e Silva, 1999; Osório e Soares, 2005; Silva, 2003; Silva e Souza, 1986; Henriques, 2001). Minhas análises para este artigo indicam que as transições que mais contribuem para as diferenças raciais em termos de chances educacionais são a primeira (T1: completar as quatro primeiras séries do ensino fundamental) e a terceira

(T3: completar o ensino secundário, dado que completou as oito séries do primário). Na quarta (T4: entrar na universidade tendo completado o segundo grau) também há desigualdade racial. Sendo assim, os resultados indicam que brancos têm 1,5 ou 1,6 vezes mais chances de completar as quatro séries iniciais do fundamental (T1) e de completar o secundário tendo completado o primário (T3) do que pretos; pardos têm 1,5 vezes mais chances de completar o secundário (T3) do que pretos; e brancos têm entre 1,4 e 1,5 vezes mais chances de completar a 4ª série do ensino fundamental (T1), entrar na universidade tendo completado o segundo grau (T4) e completar a universidade (T5) do que pardos. De fato, estas análises indicam que as categorias para preto e pardo poderiam ser combinadas em uma única categoria para não brancos em todas as transições, menos na terceira (completar o ensino fundamental). Em T3, brancos e pardos estão mais próximos (poderiam ser combinados), enquanto pretos ficam em uma situação de desvantagem³. Estas desigualdades raciais nas chances de progressão no sistema educacional não mudam ao longo do tempo; no entanto, é interessante observar que pardos têm chances significativamente maiores do que pretos de completar o ensino médio tendo completado o fundamental (T3). Este último resultado sugere que a prática usual de combinar pretos e pardos em uma única categoria de não brancos, ou negros, pode ser limitadora da informação sobre desigualdades raciais⁴.

Outros efeitos importantes são aqueles relacionados à estrutura familiar. Indivíduos que cresceram em famílias com presença do pai e da mãe têm pelo menos 1,3 vezes mais chances de completar as quatro primeiras transições (T1, T2, T3, e T4) do que indivíduos que cresceram em famílias com outros tipos de composição (a maioria sendo de famílias monoparentais). Além disso, quanto maior o número de irmãos, menores as chances de completar as três primeiras transições (T1: quatro séries primárias, T2: oito séries primárias, e T3: secundário). Este último efeito está relacionado ao fato de que famílias grandes, principalmente quando mais pobres, encontram dificuldade em dividir os recursos para investir na educação dos filhos. Outros estudos encontraram este tipo de efeito no Brasil e em outras sociedades (Psacharopoulos e Arriagada, 1989; Lu e Treiman, 2008). Embora seja compreensível que as desigualdades relacionadas à estrutura familiar estejam presentes nas primeiras transições educacionais, quando os indivíduos ainda são crianças e dependem de seus pais, é realmente surpreendente que permaneçam relevantes em transições avançadas, como completar o ensino médio (T3) e entrar na universidade (T4).

Carlos Antonio Costa Ribeiro

Além de todos estes tipos de desigualdade de oportunidades educacionais, relacionados à família e ao contexto em que os indivíduos cresceram, há também efeitos institucionais que podem se somar aos anteriores. Vários estudos revelam que escolas privadas e públicas federais são, em geral, de melhor qualidade no ensino fundamental e no ensino médio do que as públicas municipais ou estaduais (Albanez, Ferreira e Franco, 2002; Alves, 2007). Portanto, podemos imaginar que haja desigualdade de oportunidades relacionada a estes tipos de escola. De fato, os efeitos do tipo de escola nas chances de fazer cada transição são os maiores entre todos os investigados neste artigo. Pessoas que estudaram em escola privada nos primeiros anos de escolaridade têm três vezes mais chances de completar as quatro primeiras séries do fundamental (T1) do que pessoas que estudaram em escolas públicas. Os que estudaram em escola privada têm sete vezes mais chances, e os que estudaram em escola pública federal 2,5 vezes mais chances de completar o fundamental (T2) do que os que estudaram em escola pública.

Para completar o ensino médio (T3) as vantagens são de quatro vezes mais chances para quem estudou em escola privada do que em pública, e 2,3 vezes para quem estudou em escola pública federal do que em pública. Indivíduos que estudam em escolas públicas federais têm dezenove vezes mais chances de entrar na universidade (T4) do que indivíduos que estudaram em escola pública, e indivíduos que estudaram em escolas privadas têm quinze vezes mais chances de entrar do que aqueles que estudaram em escolas públicas.

Em suma, as escolas privadas e federais de ensino médio são, em geral, melhores do que as públicas, o que indica que características institucionais do sistema educacional brasileiro também funcionam como promotoras de desigualdade de oportunidades que vão além daquelas determinadas pelas condições socioeconômicas e contextuais das famílias de origem. Em momentos de escassez de vagas na universidade este tipo de vantagem se torna ainda mais relevante, como nossos resultados indicam e como preveem as teorias da “desigualdade maximamente mantida” (Raftery e Hout, 1993), e da “desigualdade efetivamente mantida” (Lucas, 2001).

No entanto, uma dúvida paira sobre esses resultados: em que medida o efeito do tipo de escola é apenas um reflexo das características socioeconômicas de origem? Será que pais em posições socioeconômicas mais elevadas tendem a colocar seus filhos em escolas privadas ou pú-

blicas federais? Para responder a estas perguntas estimei um modelo igual ao apresentado nesta seção, sem incluir as variáveis para tipo de escola (ver Tabela 1 do Anexo). De fato, quando excluímos o tipo de escola observamos que o efeito das variáveis medindo a condição socioeconômica da família, principalmente *status* ocupacional do pai e riqueza, passam a ter um efeito mais forte, ou a ser estatisticamente significativas. Isso ocorre principalmente para completar o segundo grau (T3) e entrar na universidade (T4). Esses resultados podem ser interpretados como um indício de que a escolha do “tipo de escola” (privada, federal ou pública) é a estratégia utilizada pelos pais para aumentar as chances de seus filhos completarem o ensino médio e entrarem na universidade. Famílias com mais recursos procuram investir na qualidade da educação de ensino fundamental e de ensino médio com o objetivo de promover o desempenho de seus filhos, seja no ensino médio (T3), seja na entrada da universidade (T4). Em outras palavras, o “tipo de escola” é uma característica intermediária e explica parte da associação entre características socioeconômicas de origem e chances de sucesso nas transições educacionais.

Em suma, os resultados mostram claramente que, por um lado, há mais desigualdade de oportunidades nas transições educacionais iniciais do que nas transições mais elevadas do sistema, e, por outro lado, que as desigualdades são, em sua maioria, “persistentes ao longo do tempo”. Com algumas importantes exceções, minhas análises comprovam resultados encontrados em trabalhos anteriores (Fernandes, 2001; Hasenbalg e Silva, 1999; Osório e Soares, 2005; Silva, 2003; Silva e Souza, 1986; Ribeiro, C., 2009 a ou b?). As duas diferenças que devem ser destacadas são: *primeiro, o tipo de escola é um mediador entre condições socioeconômicas e chances de fazer transições educacionais mais elevadas, como completar o ensino médio (T3) e entrar na universidade (T4); e, segundo, a “riqueza dos pais” – em termos de ativos e bens em oposição à renda, ocupação ou educação – é um efeito para explicar as chances de fazer com sucesso as transições educacionais.*

ANÁLISE DE SENSIBILIDADE

Na seção anterior apresentei os resultados do modelo de transições em termos de “desigualdade de oportunidades educacionais”. Nesta seção apresento análises de sensibilidade para investigar as consequências que variáveis não observadas poderiam ter nos resultados apresentados acima. Este tipo de problema ocorre frequentemente em mo-

Carlos Antonio Costa Ribeiro

delos que visam a estimar efeitos causais (Morgan e Winship, 2007; Holland, 1986). Em estudos experimentais, o fato de sabermos que os indivíduos foram selecionados aleatoriamente para o grupo de tratamento e o de controle possibilita o controle por variáveis não observadas, tendo em vista que estas também se distribuem aleatoriamente. Para estudos usando dados observacionais, como é o caso neste artigo e na maioria dos estudos em ciências sociais, uma série de metodologias e técnicas vêm sendo propostas para controlar por variáveis não observadas (*ibidem*; Gelman e Hill, 2007). Por exemplo, se o pesquisador souber que uma variável x influencia a principal variável explicativa, mas não a variável dependente, pode, neste caso, usar essa variável x como uma variável instrumental (Holm 2008). Em outros casos, se o pesquisador souber que todas as variáveis influenciando a principal variável explicativa estão presentes no banco de dados, pode usar algo como um “*propensity score matching*” (DiPrete e Gangl, 2004).

Neste artigo, não estou tentando mostrar o efeito causal de uma única variável, mas, sim, verificar um conjunto plausível de diversas variáveis que levam a “desigualdades de oportunidades educacionais”. No entanto, não é difícil imaginar que haja variáveis não mensuradas, tais como “habilidade” e “esforço”, entre outras, que possam estar influenciando os resultados apresentados acima. Se isto for verdade, não temos como garantir que as características das desigualdades observadas sejam plausíveis. Uma alternativa, que vem sendo cada vez mais utilizada em estudos observacionais, é apresentar análises de sensibilidade para verificar quais seriam as consequências, ou qual deveria ser a força do efeito de variáveis não observadas para que os resultados obtidos pelos modelos pudessem ser colocados em questão (Rosenbaum e Rubin, 1983; Rosenbaum, 1984, 1987, 2002; DiPetri e Gangl, 2004).

Este problema do provável efeito de variáveis não observadas no caso dos modelos de transição educacional tem especificidades que devem ser levadas em conta. Nestes modelos há dois mecanismos por meio dos quais a heterogeneidade não observada pode enviesar os resultados dos estimadores ao nível individual. O primeiro mecanismo é o de estimativa dos efeitos médios (*averaging mechanism*). Quando todas as variáveis relevantes são incluídas em um modelo *logit* estamos estimando a probabilidade de um indivíduo fazer uma dada transição. Mas quando uma variável z não observada e correlacionada com alguma variável x no modelo é omitida estimamos a probabilidade média de fazer uma transição (Cameron e Heckman, 1998; (Neuhaus 1993).

Como os modelos são não lineares, as probabilidades individuais levam a resultados distintos das probabilidades médias (Neuhaus 1993; Allison 1999; Buis 2009). O segundo mecanismo é o de seletividade, que pode gerar uma subestimativa do efeito de alguma variável nas transições superiores. Uma das características do modelo de transições educacionais é que mesmo que uma variável não observada não cause problemas na primeira transição, ela pode se tornar uma variável criando viés nas transições seguintes (Mare, 1980; Cameron e Heckman, 1998). Por exemplo, uma variável não observada z que não esteja correlacionada com alguma outra x incluída para explicar a primeira transição pode se tornar correlacionada com esta variável x nas transições seguintes. Este tipo de correlação criaria vieses de estimativa. Enquanto o primeiro mecanismo pode ocorrer em qualquer modelo *logit*, o segundo é específico a modelos *logit* sequenciais ou de transições educacionais.

A cada transição educacional há uma seleção da população que pode fazer a próxima transição. Por exemplo, somente aqueles que completaram o ensino médio podem fazer ou não a transição para universidade. Ora, a população que completou o ensino médio já foi selecionada em relação às outras pessoas que não completaram. Se este tipo de seletividade for influenciado por variáveis não observadas os efeitos observados podem estar sujeitos a vieses cada vez mais fortes quanto mais seletivas forem as transições. Repare que esta seletividade também ocorre ao longo das coortes, uma vez que as coortes mais jovens tendem a incluir uma maior proporção fazendo cada vez mais as transições mais avançadas (ver Gráfico 1). Sendo assim, nas coortes mais velhas e nas transições mais elevadas a seletividade tende a ser muito mais alta, e consequentemente o problema do efeito de variáveis não observadas tende a ser mais grave. Nesta seção, utilizo uma metodologia que permite verificar a sensibilidade dos resultados encontrados aos mecanismos de efeitos médios e de seletividade causados por diferentes graus de heterogeneidade não observada.

Esta metodologia consiste em verificar quais os possíveis efeitos que uma variável não observada teria nos parâmetros estimados pelo modelo de transições. Para tanto, é incluída no modelo uma variável que representa uma soma ponderada de possíveis variáveis não observadas que se distribui normalmente. Esta variável é pensada como uma variável aleatória não padronizada, ou termo de erro, cujo desvio padrão representa o efeito desta variável (para detalhes, ver Buis, 2009).

Carlos Antonio Costa Ribeiro

Assim, o modelo é estimado diversas vezes de forma que obtemos diferentes cenários a partir da definição do desvio-padrão com diferentes valores: 0 (neste caso é como se não houvesse efeito), $\frac{1}{2}$ (ou 0,5), 1 e 2.

Os resultados dos diferentes cenários ou simulações de um possível efeito de variáveis não observadas são apresentados nas colunas com título sd(0.5), sd(1) e sd(2) da Tabela 2. Como mencionei, estes valores correspondem às variáveis não observadas normalizadas com efeitos de $1/2$, 1 e 2 desvios-padrão. Os resultados destas simulações indicam que, caso houvesse uma variável não observada, o tamanho dos efeitos observados (ou seja, o grau de “DOE”) seria bastante maior para todas as variáveis independentes incluídas no modelo quanto maior fosse a heterogeneidade não observada. Além disso, as quedas dos efeitos ao longo das transições educacionais diminuem com o aumento desta heterogeneidade.

De um modo geral, estas simulações indicam que os resultados do modelo de transições educacionais apresentado na seção anterior são bastante robustos, ou seja, mesmo nas simulações para efeitos bastante fortes (sd=2) de uma variável não observada, a grande maioria das “desigualdades de oportunidades educacionais” observadas permanece existindo, e para que a significância estatística de alguns estimadores mude seria necessário que houvesse variáveis não observadas com efeitos extremamente fortes. Embora não possamos ter certeza de que os graus de desigualdade de oportunidades descritos na seção anterior sejam perfeitamente acurados, temos fortes evidências de que estas desigualdades realmente estão presentes no sistema educacional brasileiro. De fato, nossas simulações levam a duas principais conclusões: (1) *o grau de desigualdade deve ser maior do que aquele observado no modelo de transições educacionais apresentado na seção anterior*, e (2) *a tendência de diminuição ao longo das transições deve ser menos acentuada do que aquela inicialmente observada*.

DESIGUALDADE DE RESULTADOS EDUCACIONAIS

O modelo de transições educacionais apresentado acima divide o processo de escolarização em uma série de transições condicionais, ou seja, cada transição só pode ser feita pelas pessoas que fizeram a transição anterior. Isso significa que só pode fazer T2 quem fez T1, T3 quem fez T2, T4 quem fez T3, e T5 quem fez T4. São diferentes populações que estão expostas a cada uma das transições educacionais, popula-

Tabela 2

Modelo Final de Transições Educacionais Apresentando Todos os Efeitos em Quatro Cenários: Quando não há Efeito de Variável Não Observada (sd(0)), Quando Há Efeito de 0,5 Desvio Padrão (sd(0,5)), de 1 Desvio Padrão (sd(1)) e de 2 Desvios Padrão (sd(2)).

Homens e Mulheres entre 25 e 64 Anos de Idade em 2008 (Dados da PSDS, 2008)

[illegible]

(continua)

Tabela 2
Modelo Final de Transições Educacionais Apresentando Todos os Efeitos em Quatro Cenários:
Quando não há Efeito de Variável Não Observada (sd(0)), Quando Há Efeito de 0,5 Desvio Padrão (sd(0,5)),
de 1 Desvio Padrão (sd(1)) e de 2 Desvios Padrão (sd(2)).
Homens e Mulheres entre 25 e 64 Anos de Idade em 2008 (Dados da PSDS, 2008) (continuação)

	sd(0)				sd(0,5)				sd(1)				sd(2)			
	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.
Coorte 3 (C3) (ref. C1)	0,74829	***	(0,110)	0,779	***	(0,249)	0,86353	***	(0,299)	0,86353	***	(0,299)	0,86353	***	(0,299)	0,86353
Coorte 4 (C4) (ref. C1)	0,82392	***	(0,141)	0,858	***	(0,343)	0,9513	***	(0,412)	0,9513	***	(0,412)	0,9513	***	(0,412)	0,9513
Const.	-0,9312	**	(0,320)													
T2: Completar ensino fundamental (8 anos) tendo completado os 4 primeiros anos (T1).																
	sd(0)				sd(0,5)				sd(1)				sd(2)			
	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.
Sexo (homem=1, mulher=0)	-0,017		(0,071)	-0,013	***	(0,174)	-0,005	***	(0,083)	0,016	***	(0,110)				
Reg. Urb. aos 15 anos (urbana=1, rural=0)	0,661	**	(0,081)	0,717	***	(0,075)	-0,036	***	(0,223)	1,229	***	(0,419)				
Região nascimento (sul=1, norte=0)	-0,057		(0,075)	-0,051		(0,075)	-0,036		(0,085)	0,001		(0,114)				
Status ocup. Pai	0,016	***	(0,004)	0,017	***	(0,004)	0,019	***	(0,005)	0,027	***	(0,006)				
Status ocup. mãe	0,006		(0,007)	0,005		(0,007)	0,005		(0,008)	0,004		(0,010)				
Mãe trabalhava (sim=1, não=0)	-0,270	***	(0,000)	-0,290	***	(0,057)	-0,340	***	(0,061)	-0,475	***	(0,069)				
Edu. Pai	0,076	***	(0,013)	0,082	***	(0,015)	0,095	***	(0,017)	0,132	***	(0,023)				
Edu. Mãe	0,125	***	(0,014)	0,135	***	(0,016)	0,158	***	(0,019)	0,219	***	(0,026)				
Riqueza dos pais alta (ref. nenhuma riq.)	0,730	***	(0,108)	0,770	***	(0,244)	0,873	***	(0,301)	1,167	***	(0,525)				
Riqueza dos pais baixa (ref. nenhuma riq.)	0,241	**	(0,082)	0,259	**	(0,111)	0,305	**	(0,130)	0,435	***	(0,192)				
Branco (ref. Preto)	-0,181		(0,115)	-0,174		(0,101)	-0,159		(0,114)	-0,122		(0,153)				
Pardo (ref. Preto)	-0,166		(0,117)	-0,170		(0,103)	-0,181		(0,114)	-0,210		(0,142)				
Estru. familiar (pai e mãe=1, monop.=0)	0,237	**	(0,085)	0,261	**	(0,116)	0,321	**	(0,136)	0,483	***	(0,207)				
Número de irmãos	-0,049	***	(0,011)	-0,053	***	(0,010)	-0,062	***	(0,011)	-0,088	***	(0,014)				
Escola privada (ref. Pública)	1,964	***	(0,147)	2,058	***	(0,188)	2,302	***	(0,145)	3,013	***	(0,477)				
Escola federal (ref. Pública)	0,918	***	(0,204)	0,971	***	(0,562)	1,109	***	(0,712)	1,502	***	(1,350)				
Coorte 2 (C2) (ref. C1)	0,53669	***	(0,100)	0,576	***	(0,185)	0,67242	***	(0,227)	0,93435	***	(0,381)				
Coorte 3 (C3) (ref. C1)	0,70875	***	(0,098)	0,765	***	(0,221)	0,9016	***	(0,282)	1,27535	***	(0,531)				
Coorte 4 (C4) (ref. C1)	0,92011	***	(0,115)	0,986	***	(0,323)	1,14864	***	(0,422)	1,59172	***	(0,851)				

(continua)

Tabela 2
Modelo Final de Transições Educacionais Apresentando Todos os Efeitos em Quatro Cenários:
Quando não há Efeito de Variável Não Observada (sd(0)), Quando Há Efeito de 0,5 Desvio Padrão (sd(0,5)),
de 1 Desvio Padrão (sd(1)) e de 2 Desvios Padrão (sd(2)).

Homens e Mulheres entre 25 e 64 Anos de Idade em 2008 (Dados da PSDS, 2008)														(continuação)						
Const.	-1,8626	***	(0,264)															
T3: Completar ensino médio tendo completado o fundamental (T2).																				
	sd(0)			sd(0.5)			sd(1)			sd(2)			s.d.	s.d.						
	coef.	s.d.		coef.	s.d.		coef.	s.d.		coef.	s.d.									
Sexo (homem=1, mulher=0)	-0,094		(0,088)	-0,095	**	(0,084)	-0,098	***	(0,092)	-0,108	(0,115)	
Reg. Urb. aos 15 anos (urbana=1, rural=0)	0,287	**	(0,107)	0,356		(0,160)	0,516		(0,207)	0,917	***	(0,388)
Região nascimento (sul=1, norte=0)	0,063		(0,091)	0,068		(0,102)	0,080		(0,115)	0,106		(0,148)
Status ocup. Pai	0,009	**	(0,004)	0,010	*	(0,004)	0,013	**	(0,005)	0,021	**	(0,006)
Status ocup. mãe	0,010		(0,006)	0,010		(0,006)	0,010		(0,007)	0,012		(0,009)
Mãe trabalhava (sim=1, não=0)	-0,056		(0,000)	-0,073		(0,087)	-0,114		(0,093)	-0,227		(0,105)
Edu. Pai	0,015		(0,015)	0,019		(0,016)	0,028		(0,017)	0,055	*	(0,023)
Edu. Mãe	0,045	**	(0,015)	0,054	**	(0,017)	0,075	***	(0,019)	0,130	***	(0,025)
Riqueza dos pais alta (ref. nenhuma riq.)	0,274	*	(0,120)	0,318	*	(0,173)	0,426	**	(0,213)	0,720	***	(0,361)
Riqueza dos pais baixa (ref. nenhuma riq.)	0,201		(0,104)	0,228	*	(0,136)	0,292	*	(0,161)	0,455	**	(0,238)
Branco (ref. Preto)	0,442	**	(0,149)	0,467	**	(0,248)	0,520	**	(0,288)	0,637	**	(0,406)
Pardo (ref. Preto)	0,375	*	(0,149)	0,391	*	(0,230)	0,423	*	(0,262)	0,491	*	(0,353)
Estru. familiar (pai e mãe=1, monop.=0)	0,301	**	(0,101)	0,332	**	(0,147)	0,405		(0,175)	0,593	***	(0,266)
Número de irmãos	-0,028	*	(0,013)	-0,032	*	(0,013)	-0,043	**	(0,015)	-0,070	***	(0,018)
Escola privada (ref. Pública)	1,498	***	(0,128)	1,630	***	(0,674)	1,962	***	(1,026)	2,875	***	(3,219)
Escola federal (ref. Pública)	0,866	***	(0,202)	0,950	***	(0,542)	1,152	***	(0,731)	1,686	***	(1,575)
Corte 2 (C2) (ref. C1)	-0,0022		(0,138)	0,02298		(0,147)	0,08955		(0,173)	0,289		(0,261)
Corte 3 (C3) (ref. C1)	0,11584		(0,132)	0,16341		(0,163)	0,2783		(0,200)	0,595	**	(0,340)
Corte 4 (C4) (ref. C1)	0,3997	**	(0,147)	0,46837	**	(0,246)	0,63356	***	(0,319)	1,07905	***	(0,620)
Const.	-1,3959	***	(0,304)															

(continua)

Tabela 2
Modelo Final de Transições Educacionais Apresentando Todos os Efeitos em Quatro Cenários:
Quando não há Efeito de Variável Não Observada (sd(0)), Quando Há Efeito de 0,5 Desvio Padrão (sd(0,5)),
de 1 Desvio Padrão (sd(1)) e de 2 Desvios Padrão (sd(2)).
Homens e Mulheres entre 25 e 64 Anos de Idade em 2008 (Dados da PSDS, 2008)
 (continuação)

	sd(0)				sd(0,5)				sd(1)				sd(2)			
	coef.	s.d.			coef.	s.d.			coef.	s.d.			coef.	s.d.		
Sexo (homem=1, mulher=0)	-0,122	(0,126)			-0,128	(0,115)			-0,145	(0,123)			-0,196	(0,144)		
Reg. Urb. aos 15 anos (urbana=1, rural=0)	-0,190	(0,195)			-0,143	(0,173)			-0,038	(0,205)			0,197	(0,310)		
Região nascimento (sul=1, norte=0)	0,457 ***	(0,129)			0,478 ***	(0,215)			0,525 ***	(0,246)			0,653 ***	(0,345)		
Status ocup. Pai	0,017 **	(0,005)			0,018 **	(0,005)			0,021 ***	(0,006)			0,029 ***	(0,007)		
Status ocup. mãe	0,009	(0,008)			0,009	(0,008)			0,010	(0,009)			0,013	(0,011)		
Mãe trabalhava (sim=1, não=0)	-0,123	(0,000)			-0,137	(0,127)			-0,170	(0,134)			-0,245	(0,152)		
Edu. Pai	0,017	(0,020)			0,020	(0,021)			0,026	(0,023)			0,043	(0,029)		
Edu. Mãe	0,041 *	(0,020)			0,047 *	(0,021)			0,062 **	(0,024)			0,099 ***	(0,031)		
Riqueza dos pais alta (ref. nenhuma riq.)	0,498 **	(0,168)			0,554 **	(0,304)			0,678 ***	(0,377)			0,969 ***	(0,625)		
Riqueza dos pais baixa (ref. nenhuma riq.)	0,226	(0,162)			0,257	(0,217)			0,326	(0,253)			0,475 *	(0,358)		
Branco (ref. Preto)	0,380	(0,243)			0,409	(0,380)			0,479	(0,444)			0,659 *	(0,651)		
Pardo (ref. Preto)	0,053	(0,246)			0,056	(0,270)			0,068	(0,297)			0,091	(0,373)		
Estru. familiar (pai e mãe=1, monop.=0)	0,330 *	(0,146)			0,364 *	(0,218)			0,444 **	(0,257)			0,649 **	(0,390)		
Número de irmãos	0,000	(0,021)			-0,003	(0,021)			-0,010	(0,023)			-0,028	(0,027)		
Escola privada (ref. Pública)	2,718 ***	(0,134)			2,946 ***	(2,654)			3,464 ***	(4,866)			4,764 ***	(22,33)		
Escola federal (ref. Pública)	2,974 ***	(0,200)			3,176 ***	(4,973)			3,630 ***	(8,530)			4,755 ***	(32,63)		
Coorte 2 (C2) (ref. C1)	-0,1369	(0,189)			-0,1286	(0,172)			-0,1068	(0,190)			-0,0463	(0,245)		
Coorte 3 (C3) (ref. C1)	-0,1677	(0,179)			-0,149	(0,160)			-0,1018	(0,181)			0,024	(0,251)		
Coorte 4 (C4) (ref. C1)	-0,3527	(0,206)			-0,3347	(0,153)			-0,289	(0,176)			-0,1681	(0,247)		
Const.	-3,9812 ***	(0,448)														

(continua)

Tabela 2
Modelo Final de Transições Educacionais Apresentando Todos os Efeitos em Quatro Cenários:
Quando não há Efeito de Variável Não Observada (sd(0)), Quando Há Efeito de 0,5 Desvio Padrão (sd(0,5)),
de 1 Desvio Padrão (sd(1)) e de 2 Desvios Padrão (sd(2)).
Homens e Mulheres entre 25 e 64 Anos de Idade em 2008 (Dados da PSDS, 2008)
 (continuação)

T5: Completar a universidade tendo entrado na universidade (T4).												
	sd(0)		sd(0,5)		sd(1)		sd(2)					
	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.	coef.	s.d.
Sexo (homem=1, mulher=0)	-0,069	(0,188)	-0,079	(0,181)	-0,099	(0,194)	-0,154	(0,221)	-0,154	(0,221)	-0,154	(0,221)
Reg. Urb. aos 15 anos (urbana=1, rural=0)	0,207	(0,270)	0,258	(0,366)	0,370	(0,449)	0,604	(0,688)	0,604	(0,688)	0,604	(0,688)
Região nascimento (sul=1, norte=0)	0,168	(0,193)	0,199	(0,246)	0,264	(0,287)	0,430	(0,411)	0,430	(0,411)	0,430	(0,411)
Status ocup. Pai	0,019	(0,007)	0,021	(0,008)	0,025	(0,008)	0,036	(0,010)	0,036	(0,010)	0,036	(0,010)
Status ocup. mãe	-0,017	(0,008)	-0,017	(0,008)	-0,018	(0,009)	-0,019	(0,012)	-0,019	(0,012)	-0,019	(0,012)
Mãe trabalhava (sim=1, não=0)	0,096	(0,000)	0,089	(0,024)	0,073	(0,260)	0,030	(0,299)	0,030	(0,299)	0,030	(0,299)
Edu. Pai	-0,040	(0,029)	-0,039	(0,029)	-0,038	(0,031)	-0,032	(0,038)	-0,032	(0,038)	-0,032	(0,038)
Edu. Mãe	0,063	(0,029)	0,071	(0,032)	0,089	(0,035)	0,131	(0,045)	0,131	(0,045)	0,131	(0,045)
Riqueza dos pais alta (ref. nenhuma riq.)	0,478	(0,237)	0,547	(0,428)	0,701	(0,548)	1,065	(0,964)	1,065	(0,964)	1,065	(0,964)
Riqueza dos pais baixa (ref. nenhuma riq.)	-0,143	(0,250)	-0,121	(0,232)	-0,071	(0,266)	0,043	(0,359)	0,043	(0,359)	0,043	(0,359)
Branco (ref. Preto)	0,576	(0,358)	0,630	(0,707)	0,746	(0,877)	1,010	(1,397)	1,010	(1,397)	1,010	(1,397)
Pardo (ref. Preto)	0,172	(0,379)	0,185	(0,479)	0,209	(0,541)	0,242	(0,682)	0,242	(0,682)	0,242	(0,682)
Estru. familiar (pai e mãe=1, monop.=0)	0,076	(0,234)	0,108	(0,272)	0,182	(0,319)	0,370	(0,465)	0,370	(0,465)	0,370	(0,465)
Número de irmãos	-0,004	(0,035)	-0,007	(0,037)	-0,013	(0,040)	-0,028	(0,047)	-0,028	(0,047)	-0,028	(0,047)
Escola privada (ref. Pública)	-0,611	(0,267)	-0,414	(0,183)	0,029	(0,309)	1,187	(1,166)	1,187	(1,166)	1,187	(1,166)
Escola federal (ref. Pública)	-0,440	(0,353)	-0,258	(0,283)	0,160	(0,466)	1,274	(1,693)	1,274	(1,693)	1,274	(1,693)
Corte 2 (C2) (ref. C1)	-0,1333	(0,286)	-0,1331	(0,260)	-0,1284	(0,281)	-0,1081	(0,339)	-0,1081	(0,339)	-0,1081	(0,339)
Corte 3 (C3) (ref. C1)	-0,4422	(0,274)	-0,4461	(0,182)	-0,4474	(0,196)	-0,435	(0,236)	-0,435	(0,236)	-0,435	(0,236)
Corte 4 (C4) (ref. C1)	-0,9881	(0,311)	-1,0234	(0,116)	-1,0953	(0,117)	-1,2643	(0,119)	-1,2643	(0,119)	-1,2643	(0,119)
Const.	0,52166	(0,662)										
* <0,05; ** <0,001; ***<0,000												

Carlos Antonio Costa Ribeiro

ções que passaram por um processo cada vez mais seletivo. De fato, o objetivo do modelo de transições educacionais não é o de descrever a desigualdade, em termos das variáveis explicativas, no resultado final do processo educacional (nos anos de educação completos), mas, sim, o de analisar a desigualdade ao longo do processo (composto por transições educacionais) que leva a este resultado final. Em outras palavras, o objetivo do modelo de transições educacionais é descrever a “desigualdade de oportunidades educacionais” (DOE) nas chances de pessoas com características distintas fazerem cada transição escolar, mas não o de estudar a “desigualdade de resultados educacionais” (DRE). Enquanto o primeiro tipo de desigualdade (DOE) é mais bem representado por um modelo de transições tal como o apresentado na seção anterior, o segundo tipo de desigualdade (DRE) é mais bem representado por um modelo de regressão linear tendo como variável dependente os anos de estudo completos dos indivíduos.

É óbvio, no entanto, que o resultado final depende do processo descrito pelos modelos de transições educacionais. Ou seja, a “desigualdade de resultados educacionais” (DRE) depende diretamente da “desigualdade de oportunidades educacionais” (DOE). Nesta seção apresento análises e gráficos que permitem decompor o efeito de cada variável independente em cada transição educacional no resultado final do processo. No entanto, antes de apresentar estas decomposições, mostro brevemente os resultados encontrados por um modelo de regressão linear usado para analisar as desigualdades em termos de anos de estudos completos (ou DRE). A Tabela 3 apresenta este modelo, que utiliza exatamente as mesmas variáveis independentes do modelo da seção anterior, tendo como variável dependente os anos de escolaridade completos.

A inspeção da Tabela 3 revela que os anos de estudo completos (variável dependente) aumentam em função: da residência em região urbana até os 15 anos de idade, da região de nascimento (sul ao invés da norte), do *status* ocupacional do pai, do fato de a mãe não trabalhar fora, da educação do pai e da mãe, da riqueza dos pais, do fato de serem brancos (ao invés de pretos), do fato de ter residido com pai e mãe (ao invés de em uma família monoparental), da menor quantidade de irmãos, do tipo de escola que frequentaram (escola privada ou pública federal *versus* pública) e das coortes de idade (quanto mais jovens, mais anos de estudo completos). Em suma, há “desigualdades de resultados educa-

Desigualdade de Oportunidades e Resultados Educacionais no Brasil

Tabela 3
Regressão Linear de Anos de Estudo
Completo. Indivíduos entre 25 e 64 anos, Brasil

Ajustes do modelo			
F (19, 8339)	330,9		
Prob > F	0,000		
R ²	0,47		
Root MSE	2,926		
N	8359		
	coef.		s.d.
Sexo (homem=1, mulher=0)	-0,023	(0,079)	
Reg. Urb. aos 15 anos (urbana=1, rural=0)	1,358 ***	(0,096)	
Região nascimento (sul=1, norte=0)	0,194 *	(0,084)	
Status ocup. Pai	0,026 ***	(0,004)	
Status ocup. mãe	0,002	(0,006)	
Mãe trabalhava (sim=1, não=0)	-0,416 ***	(0,081)	
Edu. Pai	0,088 ***	(0,014)	
Edu. Mãe	0,188 ***	(0,014)	
Riqueza dos pais alta (ref. nenhuma riq.)	1,029 ***	(0,120)	
Riqueza dos pais baixa (ref. nenhuma riq.)	0,488 ***	(0,095)	
Branco (ref. Preto)	0,333 *	(0,129)	
Pardo (ref. Preto)	0,027	(0,131)	
Estru. familiar (pai e mãe=1, monop.=0)	0,572 ***	(0,093)	
Número de irmãos	-0,076 ***	(0,012)	
Escola privada (ref. Pública)	3,345 ***	0,128	
Escola federal (ref. Pública)	2,471 ***	0,236	
cohort53_44 (C2)	0,7467 ***	(0,114)	
cohort43_33 (C3)	1,1628 ***	(0,110)	
cohort32_25 (C4)	1,3311 ***	(0,127)	
Const.	3,1971 ***	(0,251)	
* <0,05; ** <0,001; *** <0,000			

Carlos Antonio Costa Ribeiro

cionais” em termos destas variáveis independentes e indícios de diminuição da desigualdade ao longo do tempo.

Este tipo de modelo, no entanto, foi recorrentemente criticado porque não leva em conta a proporção da população que está exposta a cada transição em cada coorte de idade. Os efeitos descritos pelos coeficientes de uma regressão linear, como a da Tabela 3, estariam “misturados”, por assim dizer, com o efeito do tamanho das populações, fazendo cada transição em cada coorte de idade (Mare, 1980, 1981). Como os anos de educação completos tendem a aumentar para cada coorte de idade por causa da expansão educacional, o modelo de regressão linear leva, erroneamente, à ideia de que a desigualdade está diminuindo ao longo do tempo, quando, na realidade, há um efeito de cada transição educacional que não é observado. Foi justamente para solucionar este problema que os modelos de transições educacionais foram inicialmente sugeridos por Mare (*ibidem*), mas mesmo este autor reconhece que o modelo de regressão linear seria relevante para descrever a DRE (veja, também, Shavit e Blossfeld, 1993). O problema que se coloca, portanto, é o de integrar o efeito do tamanho das coortes em cada transição educacional para descrever a desigualdade nos resultados educacionais. Em outras palavras, é necessário verificar qual o efeito de cada transição no resultado do processo educacional. O modelo de transições educacionais faz tal tipo de controle, mas não descreve diretamente a “desigualdade de resultados educacionais”.

Em um trabalho recente, Buis (2007:107-111) propõe uma metodologia para derivar o efeito de cada transição educacional nos anos de estudo completos dos indivíduos, ou seja, uma metodologia para derivar a DRE a partir do modelo de transições educacionais normalmente usado para estudar a DOE. Esta metodologia consiste em atribuir um “peso” a cada transição educacional no resultado final do processo educacional, que são os anos de estudo completos. O efeito de cada variável independente e de cada transição no resultado do processo educacional (os anos de estudo completos) pode ser resumido pela seguinte equação:

$$DRE_i = \sum_{k=1}^k (peso_{ki} + DOE_k)$$
$$peso_{ki} = (percentagemem\ risco_{ki} + variância_{ki} + ganho_{ki})$$

Nestas equações, i representa cada indivíduo, e k cada transição. A “desigualdade nos resultados educacionais” ou DRE (anos de estudo

completos) para cada indivíduo é determinada pela soma de todas as transições definidas por um peso_{ki} para cada indivíduo em cada transição mais a “desigualdade de oportunidades educacionais” em cada transição (DOE). Sendo que peso_{ki} é a soma de um conjunto de fatores: da proporção de pessoas com chances de fazer cada uma das transições educacionais (para a primeira transição, essa proporção é de 100%, mas para as transições subsequentes as proporções são iguais àquelas apresentadas no Gráfico 1), da variância da variável independente indicando quem passa ou não por uma transição (essa variância é uma função da probabilidade predita de passar uma determinada transição, e diminui em função de quanto mais pessoas passam por essa transição), e da diferença entre o nível educacional (em anos de estudo) esperado dos que passam uma transição e o nível esperado dos que não passam. Em outras palavras, a “desigualdade de resultados educacionais” (em termos de anos de estudos completos) é uma soma “ponderada” das chances de fazer cada uma das transições educacionais. Cada respondente terá um valor específico de anos de estudo completos preditos com base nas probabilidades de fazer cada transição educacional, sendo que estas probabilidades vão variar entre as pessoas, dependendo do valor de cada variável independente para cada pessoa. Esta decomposição é outra maneira de apresentar os resultados do modelo de transições educacionais que permite observar qual a contribuição de cada transição para os anos de estudo completos ao final do processo educacional.

Para facilitar a visualização do efeito conjunto de cada transição e do peso (tal como definido acima) nos anos completos de educação, Buis (2007) propõe o uso de gráficos em que o eixo vertical representa o efeito da transição (ou seja, a “DOE”) e o eixo horizontal, o peso. Sendo assim, a área representada nos gráficos corresponde à fórmula apresentada acima, ou seja, a área é igual ao produto de “DOE” e “peso”, representando, portanto, a “DRE”. Abaixo apresento uma série de gráficos para o efeito de cada variável independente em cada coorte e transição tendo como base o primeiro modelo (sd(0)) apresentado na Tabela 2.

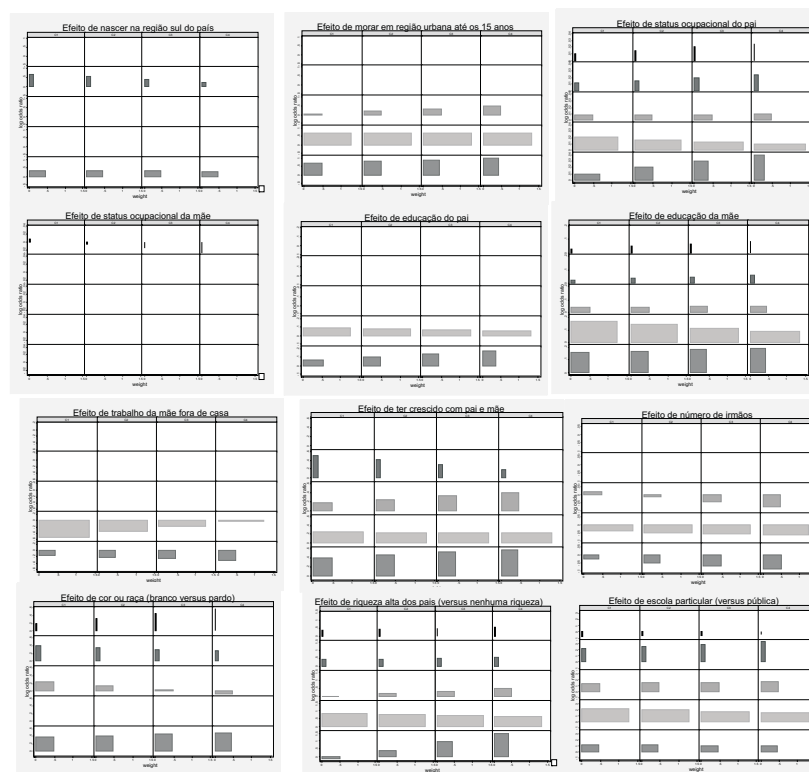
Em cada gráfico para cada variável independente o eixo vertical representa a “desigualdade de oportunidades educacionais” ou “DOE” (log das razões de chances) e o eixo horizontal os “pesos”, enquanto as colunas representam as coortes de idade (da mais velha, à esquerda, para a mais nova, à direita) e as linhas representam as transições educacionais (de baixo para cima: T1, T2, T3, T4 e T5).

Carlos Antonio Costa Ribeiro

Figura 1

Decomposição do efeito de cada variável independente nos anos de estudo completos em efeito de cada transição (escala no eixo vertical) e peso (eixo horizontal) para cada uma das quatro coortes de idade (nas colunas).

Cada linha representa uma transição de baixo para cima: T1, T2, T3, T4 e T5



Há algumas conclusões importantes que podem ser tiradas da inspeção dos gráficos. As duas últimas transições (T4: entrar na universidade para os que completaram o segundo grau; e T5: completar a universidade para os que entraram) influenciam muito pouco (peso representado pela largura dos retângulos) a “desigualdade de resultados educacionais” (DRE), embora para entrar na universidade (T4) a “desigualdade de oportunidades educacionais” (representada pela altura dos retângulos nos gráficos correspondentes) seja bastante acentuada para tipo de escola (vantagem para escola privada), ocupação do pai, raça, e riqueza dos pais. Em outras palavras, há “desigualdades de oportunidade” marcantes em termos destas variáveis para entrar na universidade (veja seção anterior), embora a transição para universi-

dade (T4) tenha um efeito muito pequeno na DRE (nos anos de estudo completos). Tendo em vista que a maioria da população não chega a estas transições elevadas do sistema educacional (ver Gráfico 1, na seção 2) não surpreende o fato de elas não terem peso grande para a DRE ou anos de estudo completo. De qualquer forma, a metodologia e os gráficos da Figura 1 são relevantes exatamente porque mostram o quanto cada transição contribui para a DRE.

Neste sentido, os gráficos da Figura 1 revelam que a transição que mais influencia a “DRE” é a segunda (T2: completar o ensino fundamental, oito anos de educação). Ou seja, grande parte da “desigualdade de resultados” se deve ao fato de completar ou não o ensino fundamental (T2). Finalmente, os gráficos também indicam que a terceira transição (T3: completar o segundo grau) não só tende a ter peso maior do que a primeira (T1: completar os quatro primeiros anos do ensino fundamental), mas parece estar se tornando cada vez mais relevante ao longo das coortes de idade, tendo em vista que em todas as variáveis estatisticamente significativas o volume dos retângulos para T3 aumenta. De fato, as duas transições que mais influenciam no resultado do processo educacional são completar o ensino fundamental (T2) e o médio (T3), sendo que T2 tende a diminuir sua importância e T3 a aumentar.

Em suma, a “DRE” depende não só das diversas variáveis independentes, tal como descrito pelo modelo de regressão linear apresentado na Tabela 3, como também da “DOE”, principalmente em T2 (completar o ensino fundamental) e T3 (completar o ensino médio). Isto significa que as transições educacionais que ainda são as mais cruciais para definir as desigualdades educacionais no Brasil são completar o ensino fundamental e o ensino médio (para importância do ensino fundamental ver Ribeiro e Klein, 1991).

CONCLUSÕES

As análises apresentadas neste artigo tratam de um tema central para entendermos o processo de reprodução das desigualdades no Brasil: a estratificação educacional. Em particular, mostrei que tanto recursos e características dos pais dos indivíduos quanto características institucionais determinam fortemente as desigualdades de oportunidades e resultados educacionais. Também descrevi o peso que cada transição educacional tem no resultado final do processo de escolarização. As evidências avaliadas podem ser consideradas bastantes robustas, mes-

Carlos Antonio Costa Ribeiro

mo no caso de não termos incluído variáveis importantes no modelo estimado, tendo em vista que realizei análises de sensibilidade, ou simulações, para testar os possíveis efeitos da heterogeneidade não observada. Confirmei algumas tendências descritas em pesquisas anteriores, mas também cheguei a conclusões importantes jamais observadas sobre as desigualdades de oportunidades e resultados educacionais no Brasil durante as últimas décadas.

As principais desigualdades de oportunidades, que já haviam sido observadas em estudos anteriores, e que foram confirmadas pelas análises deste artigo, são: (1) presença de desigualdade de oportunidades em termos de área de residência (urbana *versus* rural) em T1, T2, e T3, e em termos de região de nascimento (Sul *versus* Norte) em T1 e T4; (2) presença de desigualdade de oportunidades em termos de *status* ocupacional da mãe ou do pai em T1, T2, e T4; (3) desvantagens para filhos de mães que trabalhavam fora do domicílio em T1 e T2; (4) desigualdade em termos de educação da mãe ou do pai em T1, T2, T3 e T5; e (5) desvantagens para indivíduos que cresceram em famílias monoparentais ou com muitos irmãos em T1, T2, T3 e T4. Além disso, também observei a persistência das desigualdades ao longo do tempo, das coortes de nascimento, como já havia sido determinado pela literatura anterior.

Além de confirmar as conclusões de trabalhos anteriores, minhas análises trouxeram duas conclusões novas. Primeiro, observei que a riqueza dos pais, em termos de ativos econômicos em oposição à renda ou *status* ocupacional, é um importante fator para determinar as desigualdades de oportunidades educacionais. A desigualdade em termos de riqueza dos pais não apenas é a única que está presente em todas as transições educacionais, como também é muito alta. Estes resultados são altamente relevantes e jamais haviam sido observados no Brasil. Segundo, as análises revelaram que a estratificação do sistema educacional brasileiro entre tipos de escola com qualidades distintas também é um importante fator que determina as desigualdades de oportunidades. De fato, o sistema educacional brasileiro parece promover a desigualdade na medida em que indivíduos que frequentaram escolas privadas e federais de ensino fundamental e médio têm chances extremamente maiores de progredir no sistema do que aqueles que frequentaram escolas públicas. As análises também indicam que os pais com mais recursos econômicos adotam a estratégia de matricular seus filhos em escolas particulares para garantir que progridam e entrem na

Desigualdade de Oportunidades e Resultados Educacionais no Brasil

universidade, em geral pública. Este desenho institucional é perverso, na medida em que contribui para promover filhos das classes sociais mais altas. De fato, como muitos comentadores têm afirmado, o investimento na qualidade do ensino público de nível fundamental e médio é de extrema importância para diminuir as desigualdades de oportunidades e resultados educacionais.

As análises sobre a relação entre desigualdades de oportunidades (DOE) e de resultados educacionais (DRE) também levaram a conclusões importantes. O término do ensino fundamental permanece sendo a transição que mais contribui para a desigualdade de resultados educacionais no Brasil, embora haja um leve aumento da importância da conclusão do ensino médio. Mais uma vez, estes resultados indicam que um enorme esforço de política educacional ainda precisa ser feito para ampliar a conclusão dos ensinos fundamental e médio (mais do que para promover a entrada nestes graus de ensino), por um lado, e para melhorar a qualidade das escolas públicas de ensinos fundamental e médio, por outro lado. Nada disso adiantará, no entanto, se não houver uma diminuição das desigualdades socioeconômicas. As análises mostram que, mesmo quando levamos em conta o tipo de escola, as desigualdades socioeconômicas de oportunidades permanecem. Para melhorar o acesso e progressão no sistema educacional brasileiro precisamos não apenas melhorar a qualidade das escolas, mas também as condições de vida das famílias brasileiras.

(Recebido para publicação em janeiro de 2011)

(Aprovado para publicação em maio de 2011)

Carlos Antonio Costa Ribeiro

NOTAS

1. Neste artigo analiso apenas os dados para as pessoas que entraram na escola, ou seja, excludo da análise as pessoas que nunca frequentaram escola. Esta decisão foi tomada porque estou interessado em analisar o efeito do tipo de escola frequentado antes de cada transição nas chances de fazer estas transições. Portanto, pessoas que nunca frequentaram escola não são incluídas nas análises. Também fiz análises, que não apresento, incluindo uma transição zero (entrar ou não na escola) e os resultados são praticamente os mesmos dos apresentados neste artigo (obviamente, estas análises excluem a variável para tipo de escola).
2. Para um trabalho mostrando declínio da desigualdade de oportunidades educacionais veja Breen *et alii* (2009).
3. Agradeço ao parecerista que mostrou a necessidade de fazer a comparação entre brancos e pardos na quarta transição. Estimei o mesmo modelo usando pardos como categoria de referência e obtive este resultado. Os números de pessoas de cada grupo de cor fazendo cada transição são os seguintes: em T1, são 3.879 brancos, 3.498 pardos e 982 pretos; em T2, são 3.462 brancos, 2.919 pardos e 807 pretos; em T3, são 2.202 brancos, 1.710 pardos e 492 pretos; em T4, são 1.567 brancos, 1.069 pardos e 284 pretos; e, em T5, são 627 brancos, 245 pardos e 57 pretos. O fato de a diferença entre brancos e pretos não ser estatisticamente significativa em T4 pode ser uma consequência do fato de haver poucos pretos com sucesso nesta transição.
4. Tendo em vista que a inclusão de diversos controles para variáveis mensurando as condições socioeconômicas poderia estar diminuindo o efeito de cor da pele ou raça, estimei um modelo incluindo apenas cor e coortes para estimar as chances de fazer cada transição educacional. Os resultados foram muito semelhantes em termos de significância estatística, mas os parâmetros estimados para raça são entre 30% e 44% maiores no modelo sem controles do que no modelo apresentado (com todos os controles).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBANEZ, Alicia; FERREIRA, Francisco e FRANCO, Creso. (2002), "A Escola Importa? Determinantes da Eficiência e Equidade no ensino Fundamental Brasileiro". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 23, pp. 453-476.
- ALLISON, P. D. (1999), "Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups". *Sociological Methods & Research*, vol. 28, nº 2, pp. 186-208.
- ALVES, Fátima. (2007), *Qualidade na Educação Fundamental Pública nas Capitais Brasileiras: Tendências, Contextos e Desafios*. Rio de Janeiro, Departamento de Educação, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Tese de doutorado.
- ARRETCHE, Marta. (2002), "Federalismo e Relações Intergovernamentais no Brasil: A Reforma de Programas Sociais". *DADOS*, vol. 45, nº 3, pp. 431-458.
- BACHA, E. e KLEIN, H. (1989), *Social Change in Brazil 1945-1985: The Incomplete Transition*. Albuquerque, University of New Mexico Press.
- BARBOSA, Maria Lígia de O. (2009), *Desigualdade e Desempenho*. Belo Horizonte, Argvmentvm.
- BARROS, A. e VICTORA, C. (2005), "A Nationwide Wealth Score Based on the 2000 Brazilian Demographic Census". *Revista de Saúde Pública*, vol. 39, nº 4, pp. 523-529.
- BECKER, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*. Cambridge, Harvard University Press.
- BIRDSALL, Nancy e SABOT, Richard. (1996), *Opportunity Forgone: Education in Brazil*. Washington, DC, Inter-American Development Bank.
- BOURDIEU, Pierre e PASSERON, Jean Claude. (1977), *Reproduction in Education, Society and Culture*. London/Beverly Hills, Sage Publications.
- BREEN, R. et alii. (2005), "Non-persistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries". *American Journal of Sociology*, vol. 114, nº 5, pp. 1475-1521.
- BUIS, Maarten L. (2007), "Not All Transitions Are Equal: The Relationship between Inequality of Educational Opportunities and Inequality of Educational Outcomes". Disponível em <http://home.fsw.vu.nl/m.buis/wp/distmare.html>. Acesso em março de 2010.
- _____. (2009), "The Consequences of Unobserved Heterogeneity in a Sequential Logit Model". Disponível em <http://home.fsw.vu.nl/m.buis/wp/unobservedâhet.pdf>. Acesso em março de 2010.
- CAMERON, Sam e HACKMAN, James. (1998), "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males". *Journal of Political Economy*, nº 106, pp. 262-333.
- CASTRO, Claudio de Moura. (1986), "O Que Está Acontecendo com a Educação no Brasil?", in E. Bacha e H. S. Klein (eds.), *A Transição Incompleta: Brasil desde 1945*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, pp. 56-89.
- _____. (1994), *Educação Brasileira, Consertos e Remendos*. Rio de Janeiro, Rocco.

Carlos Antonio Costa Ribeiro

- DIPRETE, T. e GANGL, M. (2004), "Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables with Imperfect Instruments". *Sociological Methodology*, nº 34, pp. 271-310.
- DRAIBE, S., CASTRO, M. G. e AZEREDO, B. (1995), "The System of Social Protection in Brazil". *Working Paper nº 3*. Democracy and Social Policy Series, Kellogg Institute for International Studies, University of Notre Dame.
- FERNANDES, Danielle C. (2001), Raça, Origem Socioeconômica e Desigualdade Educacional no Brasil: Uma Análise Longitudinal. Trabalho apresentado no XXV Encontro Anual da Anpocs, Caxambu, MG, 16-20 de outubro.
- FILMER, D. e PRITCHETT, L. (1999), "The Effect of Household Wealth on Educational Attainment: Evidence from 35 Countries". *Population and Development Review*, vol. 25, nº 1, pp. 85-120.
- FLUG, K.; SPILIMBERGO, A. e WACHTENHEIM, E. (1998), "Investment in Education: Do Economic Volatility and Credit Constraints Matter?". *Journal of Development Economics*, nº 55, pp. 465-481.
- FRANCO, Creso; ALVES, Fátima e BONAMINO, Alicia. (2007), "Quality of Education in Brazil: Policies, Potentialities and Limits". *Educação e Sociedade*, vol. 28, nº 100, pp. 989-1014.
- GANZEBOOM, Harry; TREIMAN, Donald e DE GRAFF, Paul. (1992). "A Standard International Socio-economic Index of Occupational Status". *Social Science Research*, nº 21, pp. 1-56.
- GELMAN, A. e HILL, J. (2007), *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. New York, Cambridge University Press.
- GERBER, Theodor. (2000), "Educational Stratification in Contemporary Russia: Stability and Change in the Face of Economic and Institutional Crisis". *Sociology of Education*, nº 73, pp. 219-246.
- . (2003), Post-Secondary Education in Russia Since the Second World War: Growing Inequality Due to Institutional Change and Economic Crisis. Trabalho apresentado no Encontro da ISA-RC28, *Education and Social Inequality*, agosto, pp. 22-24.
- e HOUT, Michael. (1995), "Educational Stratification in Russia During the Soviet Period". *American Journal of Sociology*, vol. 101, nº 3, pp. 611-660.
- HASENBALG, Carlos e SILVA, Nelson do Valle. (1999), "Race, Schooling and Social Mobility in Brazil". *Ciência e Cultura*, nº 51, pp. 457-463.
- HENRIQUES, Ricardo. (2001), "Desigualdade Racial no Brasil: Evolução das Condições de Vida na Década de 90". *Texto para Discussão*, nº 49, IPEA.
- HOLM, A. e JAEGER, M. M. (2008), "Selection Bias in Educational Transition Models: Theory and Empirical Evidence". *Social Policy and Welfare Services Working Paper*, nº 11.
- HOLLAND, P. (1986), "Statistics and Causal Inference (with comments)". *Journal of the American Statistical Association*, nº 81, pp. 945-70.
- JANNUZZI, Paulo de Martino. (2000), *Migração e Mobilidade Social: Migrantes no Mercado de Trabalho Paulista*. Campinas, SP, Autores Associados.

Desigualdade de Oportunidades e Resultados Educacionais no Brasil

- KING, Gary *et alii*. (2001), "Analyzing Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation". *American Political Science Review*, vol. 95, nº 1, pp. 49-69.
- KLEIN, Ruben. (2006), A Pré-Escola no Brasil. Trabalho apresentado na II Reunião da Abave, Fortaleza, 16-18 de novembro.
- LU, Y. e TREIMAN, D. (2008), "The Effect of Family Size on Educational Attainment in China: Period Variations". *American Sociological Review*, vol. 73, nº 5, pp. 813-834.
- LUCAS, S. (2001), "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects". *American Journal of Sociology*, vol. 106, nº 6, pp. 1642-1690.
- MAINARDES, José Augusto. (2001), "A Organização da Escolaridade em Ciclos: Ainda um Desafio para os Sistemas de Ensino", in C. Franco (ed.), *Avaliação, Ciclos e Promoção na Educação*. Porto Alegre, ARTMED, pp. 76-89.
- MARE, Robert. (1980), "Social Background and School Continuation Decisions". *Journal of the American Statistical Association*, nº 75, pp. 295-305.
- . (1981), "Change and Stability in Educational Stratification". *American Sociological Review*, nº 46, pp. 72-87.
- MCKENZIE, D. (2005), "Measuring Inequality with Asset Indicators". *Journal of Population Economics*, vol. 18, nº 2, pp. 229-260.
- MORGAN, S. e WINSHIP, C. (2007), *Counterfactuals and Causal Inference*. Cambridge, Cambridge University Press.
- NEUHAUS, J. M.; JEWELL, N. P. (1993). "A Geometric Approach to Assess Bias Due to Omitted Covariates in Generalized Linear Models". *Biometrika*, vol. 80, nº 4, pp. 807-815.
- NEUHAUS, J. M. K., J.; HAUCK, W. (1993). "A Comparison of Cluster Specific and Population Averaged Approaches for Analyzing Correlated Binary Data". *International Statistical Review*, vol. 59, nº 1, pp. 25-35.
- OSÓRIO, Rafael Guerreiro e SOARES, Sergei. (2005), "A Geração 80: Um Documentário Estatístico sobre a Produção das Diferenças Educacionais entre Negros e Brancos", in S. Soares (ed.), *Os Mecanismos de Discriminação Racial nas Escolas Brasileiras*. Rio de Janeiro, IPEA, pp. 152-174.
- PARK, Hyunjoon. (2001), "Educational Expansion and Inequality in Korea". *Working Paper*, 2001-04, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin at Madison.
- PSACHAROPOULOS, George e ARRIAGADA, Ana M. (1989), "The Determinants of Early Age Human Capital Formation: Evidence from Brazil". *Economic Development and Cultural Change*, nº 37, pp. 683-708.
- RAFTERY, Adrian e HOUT, Michael. (1993), "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform and Opportunity in Irish Education, 1921-1975". *Sociology of Education*, vol. 66, nº 1, pp. 41-62.
- RIBEIRO, Carlos Antonio Costa. (2006), "Raca, Classe e Mobilidade Social no Brasil". *DADOS*, vol. 49, nº 4, pp. 833-873.

Carlos Antonio Costa Ribeiro

- . (2009a), “Desigualdade de Oportunidades Educacionais no Brasil: Classe, Gênero e Raça”, in C. A. C. Ribeiro, *Desigualdade de Oportunidades no Brasil*. Belo Horizonte, Ed. Argvmentvm.
- . (2009b). *Desigualdade de Oportunidades no Brasil*. Belo Horizonte, Ed. Argvmentvm.
- RIBEIRO, Sérgio Costa. (1983), “Quem Vai para a Universidade?”. *Ciência Hoje*, vol. 1, nº 4, pp. 50-58.
- e KLEIN, Ruben. (1991), “O Censo Educacional e o Modelo de Fluxo”. Relatório de Pesquisa e Desenvolvimento 24. Rio de Janeiro, Laboratório Nacional de Computação Científica (LNCC).
- ROSENBAUM, Paul. (1984), “Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score”. *Journal of the American Statistical Association*, nº 79, pp. 516-524.
- . (1987), “Sensitivity Analysis for Certain Permutation Inferences in Matched Observational Studies”. *Biometrika*, vol. 74, nº 1, pp. 13-26.
- . (2002), *Observational Studies*. New York, Springer-Verlag.
- e RUBIN, D. (1983), “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”. *Biometrika*, vol. 70, pp. 41-55.
- SAHAN, D. e STIFEL, D. (2003), “Exploring Alternative Measures of Welfare in the Absence of Expenditure Data”. *Review of Income and Wealth*, vol. 49, nº 4, pp. 463-489.
- SHAVIT, Yossi e BLOSSFELD, Hans Peter. (1993), *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO, Westview.
- SILVA, Nelson do Valle. (2003), “Expansão Escolar e Estratificação Educacional no Brasil”, in N. do V. Silva e C. Hasenbalg (eds.), *Origens e Destinos: Desigualdades Sociais ao Longo do Ciclo de Vida*. Rio de Janeiro, Topbooks.
- e SOUZA, Alberto de Mello e. (1986), “Um Modelo para a Análise da Estratificação Educacional no Brasil”. *Cadernos de Pesquisa*, nº 58, pp. 40-52.
- SOARES, José Francisco. (2004), “Qualidade e Equidade na Educação Básica Brasileira: A Evidência do SAEB-2001”. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, nº 12, pp. 112-167.
- SPIELERMAN, S. (2000), “Wealth and Stratification Processes”. *Annual Review of Sociology*, nº 25, pp. 397-524.
- TORCHE, Florencia. (2005), “Privatization Reform and Inequality of Educational Opportunity: The Case of Chile”. *Sociology of Education*, nº 78, pp. 316-343.

85

[illegible]

(continua)

(continuação)

* <0,05; ** <0,001; *** <0,000

ABSTRACT

Inequality of Opportunities and Educational Outcomes in Brazil

This article analyzes inequality of educational opportunities and outcomes in Brazil. The findings corroborate those of previous studies, pointing to persistent inequalities related to race and class in the Brazilian school system. However, the analyses indicate that parents' wealth and type of school (public, Federal, or private) are fundamental factors for explaining persistent inequalities. Parents with higher socioeconomic status invest in private elementary and secondary schools for their children in order to facilitate their progression in the system. In other words, in addition to inequality related to family characteristics, inequality is promoted by the educational system itself. The article presents sensitivity analyses to explain the possible effect of unmeasured variables, as well as a methodology to show the effect of educational transitions on inequality in educational outcomes. The author concludes that in order to promote access to educational progression, Brazil needs to improve not only the quality of its schools, but also the living conditions of Brazilian families.

Key words: inequality; education; wealth; social stratification

RÉSUMÉ

Inégalité de Chances et Résultats dans l'Éducation au Brésil

Dans cet article, on examine l'inégalité de chances et les résultats dans l'éducation au Brésil. Les résultats viennent confirmer ceux de précédentes recherches sur le thème, étant donné qu'ils montrent, dans le système éducatif brésilien, l'existence d'inégalités durables quant à la race et à la classe sociale. L'analyse montre que le niveau de vie (richesse) des parents et le type d'école (publique ou privée) sont des facteurs primordiaux pour comprendre ces inégalités tenaces. Les parents des classes nanties choisissent l'école privée pour leurs enfants jusqu'à l'âge de 15 ans, de façon à faciliter leur progression dans le système éducatif. En d'autres termes, à l'inégalité née des caractéristiques familiales, s'ajoute celle qui dérive du système éducatif. On présente ici des analyses de sensibilité pour rendre compte du possible effet de variables non chiffrées, ainsi que d'une méthodologie montrant l'effet des transitions éducatives sur l'inégalité des résultats scolaires. On conclut que pour faciliter l'accès et la progression des élèves dans le système éducatif brésilien il faut non seulement améliorer la qualité des écoles mais aussi les conditions de vie des familles.

Mots-clés: inégalité; éducation; richesse; stratification sociale