

## Recursos familiares e transições educacionais

### Family resources and educational transitions

Nelson do Valle Silva <sup>1</sup>  
Carlos Hasenbalg <sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro. Rua da Matriz 82, Rio de Janeiro, RJ 22260-100, Brasil.  
nsilva@iuperj.br  
chassenbalg@iuperj.br

**Abstract** *In this paper we explore the use of a conditional logits model that allows for varying effects of socioeconomic determinants on the schooling process. The results indicate that these determinants in general have a maximum effect in the middle of transitions in primary schooling and are weaker at both the beginning and especially at the end of this schooling process. Exceptions to this pattern are the effects of “head of household’s schooling”, which decline over the process, and those of “per capita family income” and “skin color”, which tend to increase over the course of educational transitions.*

**Key words** *Logistic Models; Educational Status; Living Conditions*

**Resumo** *Neste trabalho, exploramos a aplicação de um modelo de logits condicionais que permite que determinantes sócio-econômicos da escolaridade tenham efeitos variantes em estágios diferentes do processo de escolarização. Os resultados indicam que esses determinantes, de um modo geral, têm efeito máximo no meio do ciclo escolar básico. As exceções a este padrão são os efeitos de “Educação do Chefe do Domicílio”, o qual declina ao longo do processo, e aqueles de “Renda Familiar per Capita” e “Cor da Pele”, que tendem a aumentar ao longo das transições.*

**Palavras-chave** *Modelos Logísticos; Escolaridade; Condições de Vida*

Embora haja um amplo consenso quanto à crescente centralidade dos recursos educacionais como eixo do processo de transmissão intergeracional das desigualdades, o papel específico que o sistema escolar desempenha nesse processo permanece sendo objeto de pesquisa empírica. Por um lado, cada vez mais é através da escolarização formal que as famílias conseguem legar a seus filhos as posições que ocupam na hierarquia social, mas também é por intermédio do sistema escolar que as oportunidades sociais são crescentemente distribuídas, a mobilidade social individual estando associada grosso modo às realizações educacionais das pessoas. Por outro lado, é através das escolas que traços sociais básicos, tais como valores e comportamentos, são transmitidos de geração em geração. Ou seja, a escola tem duas grandes funções, freqüentemente contraditórias: a de selecionar e a de socializar os jovens membros de uma sociedade. O termo “Estratificação Educacional” diz respeito à dependência do sistema escolar enquanto responsável por aquelas duas funções de seleção e de socialização, em relação à origem social dos alunos que por ele passam. Em outras palavras, diz respeito à relação entre as características de origem sócio-econômica dos alunos na entrada do sistema escolar e as características individuais observáveis na sua saída, bem como aos mecanismos através dos quais essa relação é estabelecida.

Este trabalho pretende contribuir para o conhecimento sobre a estratificação educacional brasileira de duas maneiras distintas. Em primeiro lugar, utilizando dados recentes, representativos da população brasileira e que cobrem o ciclo de educação básica. Segundo, mediante o emprego de um modelo logístico, cujas propriedades o torna mais atraente que os modelos inicialmente utilizados, baseados nos anos de escolaridade completa atingidos pelos indivíduos. Sua organização é a seguinte: na segunda seção é pormenorizado o esquema conceitual que aplicaremos para especificar as dimensões relevantes da origem social dos alunos. Em seguida, procede-se a uma discussão sobre as vantagens do modelo proposto. Depois disso, são relacionadas as variáveis de origem social utilizadas e apresentados os principais resultados das estimativas obtidas. Finalmente, conclui-se com um sumário dos aspectos mais relevantes do trabalho.

### **O esquema analítico: a distribuição dos recursos familiares**

Apesar de se poder detectar importantes melhoras no que diz respeito ao desempenho do sistema educacional no Brasil, especialmente nos últimos cinco anos, existem evidências não só de que estes traços permanecem caracterizando ainda hoje a educação brasileira, como também de que uma parte muito substancial (de fato, a maior parcela) dessa melhora nos resultados educacionais, pode ser atribuída a uma melhor situação das famílias no que diz respeito aos recursos disponíveis para facilitar a educação de seus filhos. Em outras palavras, tem-se observado um forte impacto das transformações estruturais, da transição demográfica e da urbanização experimentadas pela sociedade brasileira nas últimas décadas, sobre a realização educacional dos jovens brasileiros, independentemente das eventuais melhoras no desempenho estrito senso do sistema educacional (Silva & Hasenbalg, 2000).

Assim, seguindo o esquema analítico proposto por esses últimos autores, quando se considera a situação social das famílias no que se refere aos recursos disponíveis para seus jovens membros, podem ser distinguidas três dimensões principais: a primeira e mais estudada é a dos recursos econômicos ou capital econômico, usualmente medido pela renda ou riqueza familiar; costuma-se também estudar a situação de bem estar material dos domicílios, tal como expressa pelas condições de moradia. Essa dimensão se refere aos recursos físicos que facilitam o aprendizado das crianças, tais como a disponibilidade de um lugar fixo para estudar, a posse de materiais didáticos, etc. Supõe-se que quanto maior o volume de capital econômico das famílias maior será a demanda por educação dos filhos.

A segunda dimensão é a dos recursos educacionais ou capital cultural, referindo-se à distribuição de educação entre os membros adultos da família, caracterizando o que por vezes é denominado “clima cultural” da família. Assim, além do nível educacional dos adultos, alguns outros aspectos ligados ao consumo cultural costumam ser investigados, tais como a presença de livros no domicílio. Essa dimensão indica o meio ambiente cognitivo familiar que as crianças dispõem no seu aprendizado escolar. Supõe-se que pais mais educados percebem melhor os benefícios futuros da educação de seus filhos, e estão mais habilitados a apoiar e auxiliar no aprendizados destes. O aumento lento mas sistemático do nível educacional da população brasileira, especialmen-

te das mulheres, implica em dizer que as crianças de hoje estão sendo socializadas por pais e adultos mais educados que os de gerações anteriores, contribuindo assim, direta e indiretamente, para um melhor desempenho escolar dessas crianças.

Finalmente, o terceiro tipo de recursos familiares diz respeito à própria estrutura dos arranjos familiares. O chamado “Capital Social” é definido pela sua função e consiste em alguns aspectos da estrutura social que facilitam a ação de indivíduos ou atores dentro dessa estrutura. Diferentemente do capital físico e do humano (formas materiais observáveis e habilidades adquiridas pelos indivíduos), o capital social só existe na relação entre pessoas. Esse capital refere-se então aos recursos que estão contidos nas relações entre atores sociais, sendo que tais recursos permitem ou facilitam determinados resultados sociais (Parcel & Dufur, 2001). Nesse sentido, o capital social das famílias reside nas relações entre as crianças e os pais, considerando-se a presença física dos adultos na família e a atenção dada por esses às crianças. O capital social familiar estabelece o contexto no qual o capital econômico e cultural dos pais é convertido em condições mais ou menos favoráveis à socialização das crianças, funcionando como um filtro para esses outros capitais.

A primeira e, no nosso entender, mais importante relação entre a estrutura familiar e o desenvolvimento infanto-juvenil diz respeito ao número de crianças ou irmãos nas famílias. Inúmeras pesquisas na área de realização de *status* e mobilidade social, mostraram a existência de uma relação inversa entre o número de irmãos presentes nas famílias e o desempenho educacional de crianças e jovens. A explicação mais aceita hoje para essa relação reside no fato de que em famílias com numerosos filhos, especialmente os pequenos em idade escolar, ocorre uma diluição do tempo, energia e atenção prestada pelos pais e outros membros adultos da família às crianças (Downey, 1995).

Em trabalho pioneiro sobre o Brasil, Psacharopoulos & Arriagada (1989) confirmaram a relação inversa entre o número de crianças e os resultados escolares. Usando dados do censo de 1980 para estudar os determinantes de alguns aspectos do desempenho escolar das crianças de 7 a 14 anos de idade, os autores mostraram que a presença de crianças menores de sete anos e o número de crianças em idade escolar têm um efeito negativo na probabilidade das crianças estarem matriculadas na escola, no número de séries completadas e nas possibilidades das crianças estarem trabalhando.

Estudos realizados em países de diferentes regiões e graus de desenvolvimento, particularmente nos Estados Unidos e na América Latina, apontaram para outra configuração familiar que apresenta um déficit de capital social familiar. Trata-se das famílias monoparentais, chefiadas, na grande maioria dos casos, por mulheres (Astone & MacLanaham, 1991; CEPAL, 1993). Famílias compostas por mães com filhos sem cônjuge, são o resultado de separações ou divórcios, viuvez e maternidade fora do casamento. Esta última situação costuma ser frequente entre mulheres adolescentes que passam pela experiência precoce da gravidez e maternidade. A ausência de um dos pais leva naturalmente à limitação no tempo e energia dedicados à interação com os filhos. “*A ruptura marital leva a reduções na quantidade de tempo que os pais gastam monitorando o trabalho escolar e supervisionando suas crianças e a reduções na comunicação pai-criança*” (Astone & MacLanaham, 1991:317).

Das considerações anteriores conclui-se que, do ponto de vista da dotação de capital social, as famílias nucleares, compostas por pai, mãe e filhos, apresentam as melhores condições de socialização para crianças e adolescentes. Contudo, cabem duas ressalvas a esse respeito. Primeiro, no caso dos Estados Unidos, onde as freqüentes dissoluções dos casais são às vezes seguidas por novo casamento do cônjuge, notou-se que na ausência de um dos pais biológicos, indicada pela presença de padrasto ou madrasta, os resultados educacionais dos jovens são semelhantes aos das famílias monoparentais. Nesses dois tipos de famílias não-intactas, monoparentais ou com padrastos, as crianças recebem menos encorajamento e atenção que nas famílias nucleares intactas (Astone & MacLanaham, 1991). Coisa semelhante ocorre na América Latina com as crianças cujos pais vivem em união livre ou consensual, relativamente àquelas cujos pais estão em uniões legalmente sancionadas. A maior estabilidade familiar propiciada pelas uniões legais se traduz em um melhor desempenho educacional de crianças e jovens (CEPAL, 1993).

### O modelo logístico para a análise da progressão escolar

Uma maneira bastante usual de se estudar os determinantes da escolarização individual é através da especificação de uma função linear com a forma

$$Y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k X_{ik} \quad (1)$$

onde  $Y_i$  é o número de anos de escolaridade completos para cada indivíduo  $i$ , os  $X_{ik}$  referem-se aos  $k$  fatores, geralmente relacionados com a origem socioeconômica, que influenciam essa escolaridade, e os coeficientes  $\beta_k$  indicam os efeitos desses fatores sobre a escolaridade individual.

Um problema importante com esse tipo de abordagem é que, ao mensurar esses efeitos sobre a escolaridade em termos de um único coeficiente (médio) para toda a amostra, descarta-se a possibilidade de que esses coeficientes variem de uma forma sistemática e significativa ao longo dos diversos níveis de escolaridade. Em outras palavras, um fator importante a um certo nível de escolaridade pode não o ser em um outro, uma vez que a origem social pode ter impactos diferenciais em transições escolares diferentes mediante custos, benefícios e probabilidades de sucesso diferentes, dependendo da transição sendo efetuada (Breen & Goldthorpe, 1997).

Assim, uma forma conveniente para se analisar a determinação da escolaridade é conceitualizá-las em termos de uma seqüência de transições entre patamares de escolaridade. Em trabalhos agora considerados clássicos, Mare (1980, 1981) mostrou empiricamente as vantagens de se trabalhar com um modelo de logits seqüenciais. Nessa abordagem podemos estudar os determinantes da escolaridade do indivíduo, mensurando-os através de um conjunto de probabilidades condicionais de progressão escolar. Essas probabilidades indicam as chances de um indivíduo atingir um certo nível de escolaridade dado que ele completou com sucesso o nível imediatamente anterior.

Ou seja, se sabemos até onde o indivíduo progrediu na escola, podemos deduzir todas as transições entre patamares de escolaridade que ele foi capaz de completar e, portanto, construir uma seqüência de variáveis dicotômicas que expressem se aquela pessoa completou ou não um patamar qualquer de escolaridade. Evidentemente, ao analisarmos uma transição só consideramos aqueles indivíduos que completaram o nível anterior, pois só esses poderiam completar essa transição. Portanto, para cada nível de escolaridade, os indivíduos aptos a fazer a progressão se constituem em uma subamostra, cujo tamanho diminui ao se passar dos níveis de escolaridade mais baixos para os mais altos.

Na abordagem sugerida por Mare (1980), um modelo logístico é aplicado a cada transição, esta codificada como uma variável binária. O modelo logístico assegura uma análise adequada das alterações nas desigualdades de

oportunidades educacionais, livre da contaminação oriunda do próprio processo de seletividade intra-escolar pois, ao contrário de modelos como o da equação (1), as estimativas dos coeficientes não são influenciadas por mudanças nas distribuições marginais das variáveis (Bishop et al., 1975). O que implica em dizer que “diferenças de efeito entre subpopulações resultam de diferenças genuínas de associação entre as variáveis mensuradas” (Mare, 1980: 297). Igualmente, os efeitos das variáveis independentes sobre a realização de uma transição não são influenciadas pela proporção dos que o fazem, como seria o caso em modelos mais simples como o da equação (1). Finalmente, as probabilidades de transição são assintoticamente independentes entre si, o que possibilita que a equação (2) seguinte seja estimada para cada transição escolar que se queira (Feinberg, 1977).

As equações desse modelo têm a forma

$$\ln\left(\frac{\theta_{ij}}{1 - \theta_{ij}}\right) = \beta_0 + \sum_k \beta_{jk} X_{ijk} \quad (2)$$

onde  $\theta_{ij}$  é a probabilidade de que o  $i$ -indivíduo complete a  $j$ -ésima transição escolar,  $X_{ijk}$  é o valor da  $k$ -ésima variável independente para aquele indivíduo, e os  $\beta_{jk}$  são parâmetros indicativos dos efeitos dessas variáveis sobre o logaritmo natural das chances dele completar a transição. A especificação do modelo logístico é adequada no sentido de que, dada a formulação da variável dependente, mudanças unitárias nas variáveis independentes geram mudanças razoavelmente uniformes nessa variável, o que não aconteceria, por exemplo, se a especificação do tipo linear nas probabilidades.

O modelo proposto por Mare, devido às vantagens que apresenta, particularmente pelo fato de se apoiar na razão de chances, que é insensível às distribuições marginais e, portanto, por ter seus parâmetros não afetados pela expansão ou contração agregada do sistema educacional (medindo assim o efeito “puro” das variáveis independentes), tem sido amplamente utilizado na pesquisa recente sobre estratificação educacional (Shavit & Blossfeld, 1993).

## Dados

Neste trabalho utilizaremos dados provenientes da *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1999* (PNAD-1999) (IBGE, 1999). Como o objetivo aqui é relacionar as chances de progressão escolar com os recursos familiares disponíveis aos jovens, uma restrição superior de

idade se impõe, uma vez que o processo de saída da família de origem para constituição de uma nova, se inicia numa idade relativamente baixa, particularmente no caso das mulheres, ao mesmo tempo em que boa parcela da população jovem ainda transita pelo sistema escolar. Por essa razão, estudaremos indivíduos com idades entre 6 e 19 anos, o que no caso da PNAD-1999 representa uma amostra de 95.741 casos.

Aqui estudaremos as transições escolares entre séries adjacentes no ensino básico, isto é, da 1ª até a 8ª série. Adicionalmente, introduziremos uma transição preliminar referente ao acesso ao sistema escolar. Assim, teremos uma transição T0 referente ao fato do jovem ter tido ou não acesso à escola alguma vez em sua vida, seguida da transição T1 indicativa do jovem ter completado ou não com sucesso a 1ª série do primeiro grau *dado* que ele teve acesso à escola; da T2 referente ao sucesso em completar a 2ª série *dado* ter completado a 1ª série; e assim por diante até a transição T8, naturalmente indicativa do sucesso ou não em completar a 8ª série do primeiro grau *dado* que completou a 7ª série deste mesmo grau.

A PNAD-1999 foi obtida por uma amostra estratificada por conglomerados relacionada em múltiplos estágios. Assim sendo, as suposições de amostra aleatória simples inerentes aos procedimentos analíticos que adotaremos a seguir não são satisfeitas. Em particular, nossas estimativas de erros padrões terão provavelmente um viés para baixo (Kish & Frankel, 1974, *apud* Mare, 1980) e, portanto, as estatísticas relativas aos testes de significância devem a rigor ser consideradas como basicamente descritivas. No entanto, como indica Mare (1980), referindo-se a resultados obtidos por Rao & Scott (1979), o viés nos erros padrões é provavelmente reduzido. Adicionalmente, utilizaremos em nossas estimativas os pesos de expansão inerentes à própria PNAD, multiplicados pela fração amostral. Com isso, obtivemos estimativas de parâmetros absolutamente idênticas àquelas obtidas utilizando-se os pesos da PNAD, com as estimativas dos erros padrões refletindo, entretanto, o tamanho real da amostra.

As variáveis incluídas na análise são as seguintes:

### I – Variáveis locais/espaciais

X1 – Região: variável elaborada para tentar capturar as diferenças regionais no desempenho do sistema escolar. Foi codificada com a forma X1 = 1 se o respondente é morador das regiões

Sul e Sudeste; X1 = 0 no caso das demais regiões.

X2 – Área: similarmente, esta variável tenta capturar os diferenciais urbano/rural no desempenho do sistema educacional. É uma variável dicotômica codificada com a forma X2 = 1 se o respondente reside em área urbana e X2 = 0 em caso contrário.

Observe-se que essas variáveis, refletindo diferenças na abrangência e na eficiência de sistemas educativos espacialmente delimitados, indicam basicamente fatores relativos à oferta escolar.

### II – Características individuais

X3 – Gênero: variável dicotômica expressando as diferenças por gênero na progressão escolar. Como se sabe, hoje jovens mulheres apresentam um desempenho escolar superior ao dos homens. Assim, esta variável foi codificada com a forma X3 = 1 se o sexo for feminino e, em caso contrário, X3 = 0.

X4 – Cor: de acordo com diversas evidências (Silva & Hasenbalg, 1992), podemos codificar a cor do respondente através de uma dicotomia Branco/Não Branco (esta última incluindo os grupos Preto e Pardo), sem fazer excessiva violência à realidade socioeconômica dos grupos de cor. Dessa forma, esta variável foi codificada como X4 = 1 se o indivíduo se auto-classificar como branco, e X4 = 0 se preto ou pardo. Indígenas e orientais, uma fração minúscula da amostra, foram excluídos da análise.

X5 – Idade: importante variável de *controle*, uma vez que reflete as taxas de fluxo (entrada, retenção e evasão) nos diversos patamares do sistema escolar. Foi codificada em termos de anos completos de idade do respondente.

### III – Capital econômico

X6 – Renda: para expressar o nível de recursos econômicos disponíveis aos jovens membros das famílias, introduziremos na análise a Renda Familiar *per capita* medida em Reais de setembro de 1999. Tendo em vista facilitar a leitura dos coeficientes, esta variável foi dividida pela constante 100. Assim, seus respectivos coeficientes se referirão a mudanças em unidades de R\$100.

### IV – Capital cultural

X7 – Educação do chefe: esta variável foi escolhida como indicador do “clima educacional”

familiar. Foi medida em termos de *anos* de escolaridade completa do chefe da família.

## V – Capital social

As variáveis selecionadas para indicar aspectos da estrutura familiar que podem ser considerados *proxies* do capital social disponível aos jovens membros das famílias foram as seguintes:

X8 – Chefia Feminina: reflete essencialmente, como é usual nas estatísticas oficiais brasileiras, o fato da família ser quebrada ou não. É uma variável dicotômica com valor X8 = 1 se a chefia da família for feminina e X8 = 0 em caso contrário.

X9 – Número de Filhos: esta variável indica o tamanho total da fratria, incluindo o respondente.

X10 – Extensão: variável capturando o número de parentes e de não-parentes adicionando-se ao núcleo familiar básico.

Na Tabela 1 são apresentadas as medidas descritivas dessas variáveis. É notável a seletividade atuante ao longo do processo de progressão escolar, resultando em paulatino aumento nos níveis médios das variáveis. Mas não é apenas a seletividade que atua no sentido de alterar esses níveis médios. Como o exemplo da variável chefia feminina deixa claro, processos concomitantes com o de seleção escolar também atuam neste mesmo sentido. Assim, no caso deste exemplo, o passar do tempo implícito na progressão escolar também expõe os alunos, independentemente desta seleção implícita, a crescentes riscos de experimentar uma dissolução conjugal de seus pais, aumentando a proporção daqueles em famílias chefiadas por mulheres.

## Resultados

Um primeiro ponto a observar diz respeito ao atrito permanente nesta série de transições. Embora mais de 97% dos jovens hoje tenham acesso ao sistema escolar, completar a 1ª série continua sendo um obstáculo importante, com apenas 81% dos que acederam ao sistema logrando completar esta série (observe-se, no entanto, que entre os 19% que não completaram a 1ª série encontram-se aqueles que ainda permanecem dentro do sistema, mas que *ainda* não puderam fazer a transição. Esta observação é válida para todas as transições discutidas). As chances de progressão voltam a aumentar na série seguinte, mas declinam sistematicamente daí em diante até o final do ciclo,

quando cerca de 71% dos jovens conseguem completar com sucesso a 8ª série.

A Tabela 2 apresenta os resultados das regressões para o modelo logístico aplicado as nove transições propostas. Em cada coluna da Tabela 2 são apresentadas as estimativas dos coeficientes das variáveis independentes e, entre parênteses, o valor da probabilidade (p-valor) desta estimativa ser observada, sendo nula a hipótese de que o respectivo coeficiente zero seja verdadeira na população. Como estamos trabalhando com uma escala logarítmica das chances de progressão, o efeito de cada variável independente sobre essas chances pode ser calculado por  $(e^{\beta_k} - 1)$ , o qual, quando convenientemente multiplicado por 100, indica o efeito da mudança em uma unidade da variável independente sobre a diferença porcentual nas chances de sucesso na transição.

Antes de iniciarmos a análise dos resultados apresentados na Tabela 2, porém, é importante que se estabeleça a expectativa geral quanto a esses resultados. Uma limitação séria para dados deste tipo, advém do fato de que eles não incluem nenhuma variável mediando o efeito da origem socioeconômica familiar sobre a realização educacional dos jovens. Por exemplo, como sugerem os resultados do chamado “modelo de Wisconsin” (Sewell & Hauser, 1975), pode-se estabelecer com bastante sucesso uma lista de fatores intervenientes no processo de estratificação educacional. Em particular, o referido modelo mostrou que a capacidade cognitiva dos estudantes, suas aspirações ocupacionais e a influência dos chamados “outros significantes” não só dependem positivamente de sua origem social familiar como exercem efeitos positivos independentes sobre a realização escolar. Assim sendo, a ausência dessas variáveis impede uma compreensão desses mecanismos intervenientes.

De qualquer forma, o efeito formal da origem social sobre as chances de progressão, depende da estrutura de covariância entre as variáveis de origem sócio-econômica e as características intervenientes. A seletividade escolar é influenciada pelas variáveis intervenientes, de tal forma que aqueles com maiores estímulos de seus pais, amigos e professores, com maiores aspirações profissionais e maior capacidade cognitiva têm maiores chances de experimentar transições bem sucedidas entre níveis mais elevados. Com isso, a covariância entre os fatores de origem social e as características intervenientes tende a se enfraquecer ao longo do processo educacional, diminuindo assim o efeito total da origem social dos alunos sobre suas chances de progressão escolar.

Tabela 1

Medidas descritivas das variáveis por transição.

Variável	Transições								
	T <sub>0</sub>	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	T <sub>3</sub>	T <sub>4</sub>	T <sub>5</sub>	T <sub>6</sub>	T <sub>7</sub>	T <sub>8</sub>
X <sub>1</sub> – Região Sudeste (%)	45,99	45,95	47,81	49,20	50,69	52,37	54,11	55,89	57,31
X <sub>2</sub> – Área urbana (%)	79,55	79,54	81,25	82,58	83,39	85,35	87,62	88,97	89,82
X <sub>3</sub> – Sexo feminino (%)	49,08	49,12	50,00	50,57	51,13	52,03	52,97	54,00	54,70
X <sub>4</sub> – Cor branca (%)	46,93	46,92	48,35	49,56	50,78	52,49	54,76	56,88	59,25
X <sub>5</sub> – Idade (média)	12,64	12,63	13,69	14,27	14,80	15,31	15,82	16,31	16,79
X <sub>6</sub> – Renda familiar <i>per capita</i> (média)	3,08	3,08	3,20	3,29	3,35	3,48	3,68	3,93	4,11
X <sub>7</sub> – Educação do chefe (média)	4,30	4,30	4,31	4,31	4,31	4,31	4,32	4,35	4,39
X <sub>8</sub> – Chefia feminina (%)	21,43	21,42	21,97	22,33	22,65	22,87	22,99	23,12	23,32
X <sub>9</sub> – Número de filhos (média)	1,75	1,75	1,70	1,66	1,62	1,57	1,50	1,44	1,40
X <sub>10</sub> – Extensão familiar (média)	0,74	0,74	0,72	0,72	0,71	0,70	0,70	0,68	0,68
Transição completa (%)	97,33	80,74	87,38	85,82	83,71	78,27	76,80	75,60	70,52
N	95.741	95.393	77.154	67.447	57.883	48.347	37.749	28.937	21.681

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios-1999 – Tabulações Especiais.

Em outras palavras, é de se esperar que, de uma forma geral, a influência das variáveis de origem social sobre a realização educacional *diminua* com o nível de escolaridade devido a seu efeito atenuado através das variáveis intervenientes. Mare (1980) sugere que os efeitos mediados pela capacidade cognitiva diminuem porque nos níveis mais elevados de escolaridade a inteligência dos que têm uma origem social baixa se torna mais homogênea, ao serem eliminados preponderantemente os de menos capacidade cognitiva neste grupo social. Como só foi estimada a forma reduzida de um modelo estrutural, não é possível distinguir na alteração dos coeficientes obtidos em diferentes transições o que é devido ao efeito *direto* das variações de origem social e ao efeito *mediatizado* pelas variáveis intervenientes.

Com poucas exceções, os coeficientes das regressões logísticas apresentados na Tabela 2 são significativos nos níveis convencionais, e apresentam os sinais esperados. Ou seja, são positivos para todas as variáveis, exceto para aquelas ligadas à estrutura familiar, que são negativos. Mas o ponto fundamental a observar aqui diz respeito a suas variações ao longo das transições escolares, o que pode ser melhor visualizado pelo exame dos efeitos dessas variáveis, conforme indicado anteriormente.

O efeito da variável Região (Sul/Sudeste), indica um impacto crescente até a transição relativa à terceira série, declinando daí em diante. De fato, a partir de uma diferença regional não-significativamente diferente de zero na transição de entrada no sistema formal de en-

sino, as diferenças entre as regiões Sul e Sudeste por um lado, e as demais por outro, crescem marcadamente até a referida terceira série, onde atinge um pico de quase 94%, caindo precipitosamente a partir daí, chegando já a cerca de 54% na transição relativa à quinta série. A partir desse ponto declina muito pouco. Mas observe-se que mesmo na última transição, os jovens moradores nas regiões mais desenvolvidas desfrutam de chances de sucesso na progressão escolar 46% maiores do que aqueles residindo nas demais regiões.

O padrão de efeito da residência em Área Urbana, segue de uma forma geral este observado acima para a variável Região, mas com algumas diferenças importantes. Em primeiro lugar, as vantagens advindas da residência urbana já são observáveis no acesso ao sistema escolar, quando apresenta um nível de chances 42% superior àqueles desfrutados pelos jovens em áreas rurais. Essas vantagens relativas crescem até a transição da 5ª série, declinando então fortemente a partir deste ponto. Nas últimas transições estudadas, a vantagem urbana de transição bem sucedida já está reduzida a algo entre 12 e 17%.

O gênero da criança também se mostrou um importante determinante de suas chances de progressão escolar, o sexo feminino desfrutando sempre de vantagens significativamente maiores. Partindo de um patamar já cerca de 27% maior nas chances de ingressar no sistema escolar, a vantagem feminina cresce até a transição da 3ª série, quando atinge um ponto máximo de 45%, diminuindo então a partir des-

Tabela 2

Resultados das regressões logísticas de progressão escolar – coeficientes (p-valores).

Variável	Transições									
	T <sub>0</sub>	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	T <sub>3</sub>	T <sub>4</sub>	T <sub>5</sub>	T <sub>6</sub>	T <sub>7</sub>	T <sub>8</sub>	
X <sub>1</sub> – Região Sudeste	0,028 (0,544)	0,492 (0,000)	0,635 (0,000)	0,661 (0,000)	0,587 (0,000)	0,428 (0,000)	0,432 (0,000)	0,384 (0,000)	0,379 (0,000)	
X <sub>2</sub> – Área urbana	0,349 (0,000)	0,346 (0,000)	0,495 (0,000)	0,457 (0,000)	0,509 (0,000)	0,604 (0,000)	0,320 (0,000)	0,114 (0,014)	0,158 (0,002)	
X <sub>3</sub> – Sexo feminino	0,236 (0,000)	0,296 (0,000)	0,316 (0,000)	0,370 (0,000)	0,335 (0,000)	0,326 (0,000)	0,341 (0,000)	0,293 (0,000)	0,253 (0,000)	
X <sub>4</sub> – Cor branca	0,072 (0,113)	0,140 (0,000)	0,275 (0,000)	0,251 (0,000)	0,299 (0,000)	0,252 (0,000)	0,227 (0,000)	0,288 (0,000)	0,280 (0,000)	
X <sub>5</sub> – Idade	0,201 (0,000)	0,613 (0,000)	0,701 (0,000)	0,611 (0,000)	0,583 (0,000)	0,518 (0,000)	0,555 (0,000)	0,667 (0,000)	0,724 (0,000)	
X <sub>6</sub> – Renda familiar <i>per capita</i>	0,237 (0,000)	0,006 (0,217)	0,011 (0,011)	-0,003 (0,599)	0,034 (0,000)	0,050 (0,000)	0,068 (0,000)	0,055 (0,000)	0,067 (0,000)	
X <sub>7</sub> – Educação do chefe	0,116 (0,000)	0,078 (0,000)	0,079 (0,000)	0,094 (0,000)	0,081 (0,000)	0,092 (0,000)	0,079 (0,000)	0,073 (0,000)	0,058 (0,000)	
X <sub>8</sub> – Chefia feminina	-0,133 (0,013)	-0,078 (0,007)	-0,120 (0,001)	-0,125 (0,000)	-0,123 (0,000)	-0,172 (0,000)	-0,105 (0,003)	-0,077 (0,048)	-0,072 (0,087)	
X <sub>9</sub> – Número de filhos	0,002 (0,864)	-0,044 (0,000)	-0,121 (0,000)	-0,102 (0,000)	-0,082 (0,000)	-0,077 (0,000)	-0,032 (0,000)	-0,041 (0,000)	-0,021 (0,090)	
X <sub>10</sub> – Extensão familiar	-0,035 (0,173)	-0,065 (0,000)	-0,110 (0,000)	-0,088 (0,000)	-0,071 (0,000)	-0,063 (0,001)	-0,077 (0,000)	-0,070 (0,003)	-0,063 (0,015)	
Constante	0,271 (0,002)	-5,876 (0,000)	-7,090 (0,000)	-7,043 (0,000)	-7,513 (0,000)	-7,594 (0,000)	-8,589 (0,000)	-10,508 (0,000)	-12,211 (0,000)	
L <sup>2</sup>	2.591	38.906	22.210	17.121	14.124	11.594	8.598	7.262	5.530	

te ponto. Mas mesmo na última transição estudada, a vantagem feminina se mantém na ordem de aproximadamente 29%.

Similarmente, jovens de cor branca também desfrutam de vantagens nas chances de transições relativamente aos não-brancos. Mas diferentemente do caso de gênero, estas vantagens têm um comportamento *crescente* conforme se progride dentro do sistema escolar. Embora positiva, as vantagens dos jovens brancos não são significativas nos níveis convencionais no que diz respeito à entrada do sistema. A partir deste ponto, no entanto, cresce acentuadamente, atingindo cerca de 32% já na transição relativa à 2ª série. Na última transição, os jovens brancos desfrutam de chances de sucesso mais de 32% acima do nível observado para não-brancos. Este é um padrão de efeitos que discrepa flagrantemente da expectativa geral de efeitos declinantes ao longo das transições escolares, sugerindo a atuação de fatores ou-

tros do que aqueles apontados seja como determinantes diretos, seja como variáveis intervinientes.

Uma outra variável que apresenta um padrão discrepante em relação ao esperado é a da Renda Familiar *per capita*. Esta apresenta um forte impacto nas chances de acesso ao sistema educacional, um aumento em R\$100 implicando numa elevação nas chances de frequentar a escola alguma vez na vida de quase 27%. No entanto, a partir daí o efeito desta variável cai vertiginosamente, tornando-se não-significativamente diferente de zero nas três transições seguintes. Somente a partir da transição da 4ª série é que o efeito dessa variável se torna significativo e positivo, aumentando suavemente até atingir cerca de 7% na última transição.

Em contraste, a variável Educação do Chefe é a única a seguir o padrão esperado de efeito declinante. Com um efeito estimado em 12% a mais de chances de acesso ao sistema para ca-



da ano adicional de escolaridade do chefe da família, este efeito decai ao longo das transições escolares, reduzindo-se à metade ao se atingir a 8ª série do primeiro grau.

No que diz respeito às variáveis relativas à estrutura familiar, o padrão é semelhante para as três variáveis e também discrepa do esperado. De fato, o efeito dessas variáveis, sempre negativo, se torna mais *forte* ao longo das transições iniciais e volta a se atenuar após a transição da 2ª série. Podemos observar aqui um efeito um pouco diferenciado da variável Chefia Feminina, para a qual o efeito negativo continua se acentuando até a transição da 5ª série, só voltando a diminuir a partir deste ponto. Ao todo, pode-se dizer que o capital social disponível aos jovens desempenha um papel mais importante durante as fases iniciais de escolarização, correspondendo a grosso modo, às séries referentes ao antigo ciclo primário.

## Conclusões

Neste trabalho exploramos a aplicação de um modelo de logits condicionais, que permite que determinantes socioeconômicos da escolaridade tenham efeitos variantes em estágios diferentes do processo de escolarização. Como expectativa geral, propusemos a hipótese de que os efeitos desses determinantes, devido a mecanismos inerentes à seletividade característica do próprio processo de escolarização, se atenuam conforme se move para níveis mais elevados de escolaridade.

Os resultados indicam que, de fato, os determinantes testados se comportam de maneira muito diferenciada ao longo das transições

escolares. No entanto, contrariamente ao hipotetizado, os efeitos desses determinantes não parecem se atenuar conforme se move para transições superiores. Apenas a variável Escolaridade do Chefe da Família apresenta o padrão esperado. As variáveis locais (Região e Área de Residência), bem como aquelas ligadas à estrutura familiar apresentam um padrão de efeito que é crescente nas transições iniciais, atingindo um pico em torno da 4ª série (o fim do antigo ciclo primário), se atenuando a partir daí. Este padrão também ocorre no caso da variável Gênero, quando jovens do sexo feminino desfrutam de maiores vantagens relativas nessas mesmas transições. Com isso, acreditamos que se pode generalizar a afirmação de que os determinantes socioeconômicos têm impacto máximo no meio do ciclo escolar básico, sendo mais fracos tanto no início como, sobretudo, depois dessas transições centrais.

Cabe ainda destacar o efeito discrepante de duas outras variáveis. Por um lado, a Renda Familiar *per capita*, que tem um forte impacto sobre as chances de acesso ao sistema formal de ensino, tem efeito nulo nas primeiras três transições dentro do sistema escolar. Adicionalmente, a partir da transição relativa a se completar com sucesso a 4ª série, seu efeito aumenta modesta mas sistematicamente.

Por outro lado, a variável Cor do respondente apresenta um padrão de efeito que é o justo inverso do hipotetizado. Na verdade, as vantagens de jovens de cor branca parecem crescer ao longo das transições escolares, configurando um processo de seletividade aparentemente perversa que parece apontar para a existência de traços patológicos no funcionamento do sistema de ensino brasileiro.

## Referências

- ASTONE, N. M. & MacLANAHAM, S., 1991. Family structure, parental practices and high-school completion. *American Sociological Review*, 56: 309-320.
- BISHOP, Y.; FIENBERG, S. & HOLLAND, P. W., 1975. *Discrete Multivariate Analysis*. Cambridge: MIT Press.
- BREEN, R. & GOLDTHORPE, J. H., 1997. Explaining educational differentials: Towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, 9:275-305.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe), 1993. *Cambios en el Perfil de la Familia: La Experiencia Regional*. Santiago de Chile: Naciones Unidas/CEPAL.
- DOWNEY, D., 1995. When bigger is not better: Family size, parental resources, and children's educational performance. *American Sociological Review*, 60:746-761.
- FEINBERG, S., 1977. *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*. Cambridge: MIT Press.
- MARE, R. D., 1980. Social background and school continuation decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 75:295-305.
- MARE, R. D., 1981. Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, 46:72-87.
- PARCEL, T. L. & DUFUR, M. J., 2001. Capital at home and at school: Effects on child social adjustment. *Journal of Marriage and Family*, 63:32-47.
- PSACHAROPOULOS, G. & ARRIAGADA, M., 1989. The determinants of early age human capital formation: Evidence from Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 37:683-708.
- RAO, J. & SCOTT, R., 1979. *The Analysis of Categorical Data from Complex Surveys II: Chi-Squared Tests for Independence*. Auckland: University of Auckland. (mimeo.)
- SEWELL, W. & HAUSER, R., 1975. *Education, Occupation and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: Academic Press.
- SHAVITT, Y. & BLOSSFELD, R., 1993. *Persisting Inequality*. Boulder: Westview Press.
- SILVA, N. V. & HASENBALG, C., 1992. *Relações Raciais no Brasil Contemporâneo*. Rio de Janeiro: Rio Fundo Editora.
- SILVA, N. V. & HASENBALG, C., 2000. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. *Dados*, 43: 423-445.

Recebido em 24 de abril de 2002

Aprovado em 20 de agosto de 2002