

EFEITOS DE PROGRAMAS DE ASSISTÊNCIA SOCIAL SOBRE A FREQUÊNCIA ESCOLAR NOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE BASEADA EM DADOS DA PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES*

Ricardo Agostini Martini**

Helena Cruz Castanheira***

Este trabalho procura analisar empiricamente como uma série de políticas sociais identificadas como, auxílios ou transferências monetárias, afetam os indicadores de frequência à escola por parte dos filhos das famílias beneficiadas no Brasil. Para isso, o trabalho utilizou dados de 25.392 crianças de 7 a 14 anos a partir de informações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002 a 2003, elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para controlar os possíveis efeitos da descentralização do gasto social no Brasil, variáveis referentes às características dos estados brasileiros foram incluídas nos modelos de estimação, entre elas o volume de gastos por parte do governo estadual com assistência social. As variáveis de nível individual-familiar e de nível estadual foram incluídas em modelos *probit* e hierárquicos, os quais buscam diferenciar os efeitos individuais dos efeitos de grupo – no caso, os estados – sobre as estimativas de coeficientes e de variâncias nas regressões. Conclui-se que os programas assistenciais contribuem positivamente para a frequência à escola, e que este fenômeno ocorre de maneira homogênea em todo o país, sem significativas diferenças em relação às características de cada estado.

Palavras-chave: educação; políticas sociais; modelos hierárquicos.

EFFECTS OF WELFARE PROGRAMS ON SCHOOL ATTENDANCE IN BRAZILIAN STATES: AN ANALYSIS BASED ON POF DATA

This paper intends to analyze empirically how a series of welfare policies identified as aids, or monetary transferences, affects school attendance by the children of benefited families. For this, the study used data from 25,392 children aged 7 to 14 from the Consumer Expenditure Survey (POF) 2002-2003, prepared by IBGE. In order to control for the effects of decentralization of welfare policy in Brazil, variables referring to the characteristics of Brazilian states were included in estimation models, just like the extent of expenditures of state's government with welfare. Variables of both individual-familiar and state levels were estimated with probit and hierarchical models, those ones aiming to differentiate individuals and collective effects over the estimates of coefficients and variances in the regressions. The paper concludes that welfare policy contributes positively over school attendance, and this phenomenon happens homogeneously all over the country, without significant differences related to each state's characteristics.

Keywords: education; welfare policy; hierarchical models.

* Os autores agradecem a colaboração da professora dra. Ana Maria Hermeto de Oliveira, do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar-UFMG) para a elaboração deste trabalho.

** Economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). *E-mail:* <ricardoamartini@gmail.com>.

*** Doutoranda em Demografia no Population Studies Center (PSC), University of Pennsylvania. *E-mail:* <helenacastanheira@gmail.com>.

EFFECTOS DE LOS PROGRAMAS SOCIALES EN LA ASISTENCIA ESCOLAR EN EL BRASIL: UN ANÁLISIS BASADO EN DATOS DE LA ENCUESTA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES

Este trabajo analiza empíricamente como una serie de políticas sociales identificadas como ayudas, o transferencias de efectivo, afectan a los indicadores de asistencia escolar de los hijos de las familias beneficiarias en Brasil. Para ello, el estudio utilizó datos de 25.392 niños de 7 a 14 años de información de la Encuesta de Presupuestos Familiares (POF) de 2002-2003, elaborado por el *IBGE*. Para controlar los posibles efectos de la descentralización del gasto social en Brasil, se incluyeron en los modelos de estimación de variables sobre las características de los estados brasileños, entre ellos el volumen de gasto por el gobierno estatal con la asistencia social. Las variables a nivel individual de nivel de familia y el Estado se incluyeron en los modelos probit y jerárquicas, que tratan de diferenciar los efectos individuales de los efectos de cohorte, en este caso, los estados - en las estimaciones de los coeficientes y la varianza en las regresiones. Se concluye que los programas de asistencia contribuyen positivamente a la asistencia a la escuela, y que este fenómeno se produce de manera uniforme en todo el país, sin diferencias significativas con respecto a las características de cada Estado.

Palavras-clave: educación; políticas sociales; modelos jerárquicos.

EFFETS DES PROGRAMMES DE BIEN-ÊTRE SUR LA FRÉQUENTATION SCOLAIRE DANS LE BRÉSIL: UNE ANALYSE BASÉE SUR LES DONNÉES DE L'ENQUÊTE SUR LES DÉPENSES DE CONSOMMATION

Ce document analyse de façon empirique comme une série de politiques sociales identifiées comme des aides, ou des transferts en espèces, une incidence sur les indicateurs de fréquentation scolaire par les enfants des familles bénéficiaires au Brésil. Pour ce faire, l'étude a utilisé les données de 25,392 enfants âgés de 7 à 14 ans de données de l'Enquête sur le budget des ménages (POF) à partir de 2002-2003, compilé par l'*IBGE*. Pour contrôler les effets possibles de la décentralisation des dépenses sociales au Brésil, ont été inclus dans les modèles d'estimation des variables concernant les caractéristiques des états brésiliens, parmi lesquels le volume des dépenses par le gouvernement de l'État avec l'aide sociale. Les variables de niveau individuel de niveau de la famille et de l'État ont été inclus dans les modèles probit et hiérarchiques, qui visent à différencier les effets individuels des effets de cohorte – dans ce cas, les États – sur les estimations des coefficients et la variance dans les régressions. Il est conclu que les programmes d'assistance contribuent positivement à la fréquentation scolaire, et que ce phénomène se produit régulièrement dans tout le pays, sans différence significative concernant les caractéristiques de chaque État.

Mots-clés: éducation; les politiques sociales; modèles hiérarchiques.

JEL: C19; H52; I28.

1 INTRODUÇÃO

Uma importante controvérsia na economia do bem-estar social refere-se aos efeitos das políticas de assistência social sobre a pobreza intergeracional, isto é, se elas têm efeitos de longo prazo sobre as condições de vida da população beneficiada, além de reduzir sua situação de privação de renda no curto prazo.

Uma maneira pela qual as famílias pobres que participam de programas sociais podem melhorar suas condições de vida, em um tempo futuro, é pela acumulação de capital humano, ao retirar seus filhos do mercado de trabalho precoce para frequentarem a escola, e assim se qualificarem para ter acesso a empregos de melhor remuneração no futuro. Portanto, para avaliar o impacto das políticas sociais sobre a redução da pobreza intergeracional das famílias no Brasil, este artigo tem o objetivo de investigar o efeito da participação em programas sociais sobre a frequência dos filhos à escola.

A relação entre renda familiar, riqueza e demanda por escolaridade foi desenvolvida por Becker (1991; 1993), em sua teoria sobre capital humano e também teoria econômica da família. Segundo o autor, as unidades decisórias de cada família – os pais – decidem alocar seus recursos em consumo ou em investimentos, por exemplo, na qualificação de seus filhos. Esta escolha depende de fatores como o seu nível de renda, o número de filhos, o custo de oportunidade do consumo e os salários no mercado de trabalho infantil. Neste caso, políticas assistenciais podem exercer um efeito-renda positivo no orçamento familiar, de modo que os pais escolhem alocar maior quantidade de recursos na educação das crianças. Para se obter um efeito mais puro do efeito da assistência social sobre os investimentos em capital humano, é necessário controlar as estimativas por outras variáveis, relacionadas à vulnerabilidade da criança diante do abandono à escola, como sexo, idade e nível de instrução de seus pais.

É importante destacar que, a partir da década de 1990, os gastos sociais no Brasil tiveram uma mudança bastante significativa de natureza. Ao contrário do que era feito anteriormente, a execução dos programas vem sendo feita de forma cada vez mais descentralizada, por meio das unidades subnacionais de governo. Por isso, espera-se que as famílias residentes nas Unidades da Federação (UF) que apresentam maior volume de políticas assistenciais ou melhor infraestrutura educacional sejam mais propensas a incentivar a frequência escolar de seus filhos, ainda que sejam carentes.

Após essas discussões, esta pesquisa procurará desenvolver modelos para estimar o efeito da participação, ou não, das famílias em uma lista de políticas assistenciais sobre a frequência de seus filhos à escola. Para isso, controlar-se á não apenas as características individuais das crianças observadas mas também as características dos estados em que habitam, como forma de se mensurar a descentralização dos programas assistenciais e as diferenças estaduais de acessibilidade ao estudo. A análise, com este objetivo, será realizada pelo uso de modelos hierárquicos, os quais são construídos com o objetivo de se separar os efeitos de ordem individual e coletiva para a variabilidade dos dados observados. Os dados utilizados foram obtidos a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002 a 2003, elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Ministério da

Fazenda e do Ministério da Educação. Chega-se à conclusão de que a participação em programas assistenciais contribui positivamente para a probabilidade de as famílias encaminharem seus filhos para a escola, e esta tendência ocorre em âmbito nacional, sem significativas variações entre os estados brasileiros.

2 TEORIA ECONÔMICA DA FAMÍLIA, CAPITAL HUMANO E INVESTIMENTOS EM EDUCAÇÃO

2.1 Referencial teórico

Na literatura da economia do bem-estar social, muitos estudos associam as condições de vida de indivíduos e de famílias aos seus níveis de escolaridade e qualificação. Assim, a pobreza é vista como a responsável pelos baixos níveis de instrução, os quais impedem os indivíduos carentes de terem acesso a postos de trabalho com melhores rendimentos, pois não estão qualificados suficientemente para lidar com as exigências crescentes de aptidão requeridas pelo acelerado desenvolvimento tecnológico no processo produtivo.

Os estudos que correlacionam os investimentos na escolaridade dos indivíduos e a diminuição dos seus níveis de pobreza são, em grande parte, influenciados pela Teoria do Capital Humano (Becker, 1993), a qual busca explicar tanto os retornos da educação sobre os índices de bem-estar dos indivíduos e das famílias, quanto os fundamentos dos gastos familiares em educação. Nesta teoria, o capital humano é definido como fator de produção que é acumulado por meio de investimentos em atividades que podem elevar a produtividade das pessoas – por exemplo, a educação, o treinamento no emprego e os cuidados com a saúde –, de modo a proporcionar ganhos de renda no futuro.

Considerando-se que, pelo menos no Brasil, o capital humano acumulado por um indivíduo depende mais de sua escolaridade que de qualquer outra coisa, é importante identificar os determinantes da educação formal dos agentes econômicos. Em termos mais formais, o desempenho educacional de um indivíduo pode ser entendido como uma função de três grupos de fatores distintos (Soares, 2002):

$$P = f(S, C, I) \quad (1)$$

Nessa equação, denominada de função de produção educacional, P representa qualquer indicador de escolaridade de interesse, seja de quantidade seja de qualidade do ensino. A variável S representa as características socioeconômicas do aluno, isto é, um vetor de variáveis relativas à família e ao próprio aluno. O contexto socioeconômico da escola, como a sua localidade e as características médias de seus alunos, é representado pelo termo C . O termo I , por sua vez, refere-se às características específicas da escola, como a qualidade de sua infraestrutura, as práticas pedagógicas adotadas, as características dos professores etc.

Em relação ao papel das características da família, destaca-se o trabalho de Becker (1991), que formulou a Teoria Econômica da Família. Segundo esta teoria, as famílias não se comportam como unidades autônomas, de preferências exógenas, mas sim como compostas por indivíduos. Assim, as preferências dos membros que compõem as famílias podem ser diferentes, o que pode levar ao surgimento de relações de cooperação ou de competição entre eles, o que, em suma, influencia diretamente o processo de tomada de decisões em âmbito familiar.

Assim, relacionando a Teoria do Capital Humano com a Teoria Econômica da Família, Becker (1991; 1993) formulou um modelo microeconômico no qual os pais tomam as decisões em âmbito familiar maximizando suas funções de utilidade individuais. Tais funções revelam preferências sobre o nível de consumo presente, o número de filhos e as características de cada filho, principalmente no que diz respeito às expectativas de qualidade de vida, sucesso profissional e padrão de riqueza no futuro. Assim, os pais tomam decisões em um *trade-off* entre o seu nível de consumo presente e o investimento no capital humano de seus filhos, como forma de elevar sua renda futura. Neste *trade-off*, estão envolvidos os custos diretos destes investimentos nos filhos – representados pelos gastos com educação –, assim como o custo de oportunidade de não consumir a sua renda presente. Neste modelo, o ponto de escolha ótima em relação à alocação dos recursos dos pais será o ponto em que as taxas marginais de retorno do consumo e do investimento se igualam.¹

Como forma de melhor compreender o papel da família na educação infantil, Silva e Hasenbalg (2002) propõem que os recursos familiares aplicados no acúmulo de capital humano de seus filhos podem ser divididos em três dimensões. Em primeiro lugar, o capital econômico, entendido como a renda e a riqueza familiar. Em segundo lugar, o capital cultural, que representa a distribuição da educação entre os membros adultos na família, assim como a infraestrutura educacional do domicílio, tal como a presença de livros. Terceiro, por fim, o capital social, que inclui as relações pessoais entre os membros da família, assim como a sua composição. Em outras palavras, o capital social depende da presença dos adultos na família e da sua atenção dedicada aos filhos.

Em uma economia com mercado de crédito imperfeito, os investimentos em capital humano serão financiados com recursos da própria família (Barros *et al.*, 2001). Assim, as famílias com menor estoque de capital econômico investirão menos em capital humano que as demais. Por sua vez, como a pobreza costuma estar correlacionada com baixos índices de educação, a limitação de capital econômico provocará a transmissão intergeracional da pobreza. Segundo este mecanismo, os

1. Os pressupostos básicos do modelo, assim como sua representação formal, seguem os princípios fundamentais da teoria microeconômica.

indivíduos com menores índices de escolaridade tendem a ter maior probabilidade de serem pobres. Desta forma, como os nascidos em famílias pobres tendem a receber menor escolarização, acabam sendo os pobres de amanhã. Neste sentido, a renda familiar *per capita* é um determinante da frequência escolar.

Outro *trade-off* enfrentado pelas famílias em suas decisões de investir na educação de seus filhos é apresentado por Hanushek (1992). Segundo o autor, como os pais têm recursos limitados para investir na qualidade do capital humano de seus filhos, quanto maior o número de crianças na família, menor deverá ser o montante de recursos investido em cada uma delas, e menor será a qualidade de sua educação. Por isso, o número de crianças na família também é uma variável importante para a determinação da demanda por educação.

Outra variável importante para explicar a frequência escolar é o nível de escolaridade dos pais. Segundo autores como Rocha (2003), a educação dos pais exerce uma transmissão intergeracional de níveis de rendimento, servindo como um elemento fundamental contrário à perpetuação da pobreza na família. Pais mais educados, além de estarem associados a maiores dotações de recursos, tendem a apresentar melhores informações sobre a importância da educação sobre os rendimentos individuais, de modo que dão mais valor aos recursos gastos na educação de seus filhos (Corseuil, Santos e Foguel, 2001).

O nível de escolaridade dos pais também capta outros determinantes da renda e das dotações familiares além daquelas provenientes da educação, como origem da família, características socioeconômicas e rede de contatos e influências sociais. Além disso, a escolaridade dos pais está relacionada à renda permanente da família, a qual é o determinante mais importante para o volume de recursos aplicados nos investimentos em capital humano que a renda corrente, a qual é mais vulnerável a flutuações transitórias (Barros *et al.*, 2001). Por fim, pais mais instruídos preferem que os filhos tenham o mesmo grau de instrução, de modo que, aos investimentos em capital humano, nestas famílias, se soma um componente de consumo de educação.

Barros *et al.* (2001) destacam a importância dos recursos comunitários – o fator *I* em (1) – na acumulação de capital humano pelas famílias. As comunidades com mais recursos têm mais vantagens que as demais em prover educação de qualidade para seus integrantes pelo fato de que o custo marginal de educar uma pessoa a mais é decrescente no que se refere à utilização de recursos da comunidade, como a infraestrutura escolar. Além disso, nestas comunidades os estudantes podem receber auxílio dos membros adultos, já escolarizados, e têm acesso a melhores alternativas de empregos intensivos em mão de obra qualificada.

Programas de transferência de renda, nesse sentido, assim como políticas de incentivo à educação, voltadas às famílias mais pobres, ajudam a contrabalançar as desvantagens familiares traduzidas principalmente pelo baixo nível de capital

econômico, elevando o fator S em (1). Ou seja, programas de transferência de renda, assim como os assistenciais, por elevarem a renda presente dos pais, e dos chefes de família em geral, elevam as suas dotações de recursos, podendo levar tanto a um aumento do nível de consumo, o que eleva o bem-estar familiar presente, quanto permitir elevação de investimento na escolaridade dos seus filhos, traduzido empiricamente pelos aumentos nos índices de matrículas em instituições de ensino e frequência à escola. Nesse sentido, os principais benefícios das políticas sociais de transferências monetárias estão relacionados à promoção, ao mesmo tempo, de assistência às famílias mais pobres no curto prazo – combatendo a pobreza corrente – e de investimento, por parte das mesmas famílias, em capital humano, o que acaba levando a efeitos de longo prazo, reduzindo a pobreza no futuro e promovendo a inclusão social (Resende e Oliveira, 2008). Além disso, o aumento da atual renda familiar, por meio de benefícios de programas condicionados de assistência social, pode elevar os índices de escolaridade pela compensação, para a família, do possível salário de cada filho, caso eles trabalhassem, ou então pela instituição de uma obrigação moral da família em relação aos órgãos fiscalizadores da comunidade de se comprometer a levar seus filhos à escola, como forma de não perder seus benefícios assistenciais (Schwartzman, 2004).

A literatura estudada destaca a mudança do foco dos gastos sociais no Brasil a partir da década de 1990. No que diz respeito às políticas sociais, a partir deste período, houve maior ênfase na focalização e na descentralização das responsabilidades sociais do setor público.

Em relação ao novo direcionamento das políticas sociais, tradicionalmente o gasto social no Brasil tinha o caráter de políticas concretas de habitação, urbanismo e saneamento básico para a população, isto é, consistiam em políticas de investimentos em infraestrutura social (Lavinias, 2004). Devido ao aspecto universal destas políticas, pode-se afirmar que consistiam em medidas de combate à desigualdade no país, uma vez que visavam à melhoria das condições de vida da população como um todo. Para seus defensores, estas políticas significavam a concessão de direitos de cidadania e bem-estar social à população pobre, o que proporcionaria maior acesso desta faixa da população a melhores oportunidades de emprego e condições de vida.

Durante o período de estabilização econômica – década de 1990 –, seja por motivos de restrição orçamentária governamental, seja por motivos meramente técnicos, as diretrizes do gasto social no Brasil² passaram a dar ênfase direta à população mais necessitada.³ O mecanismo de ação das novas políticas implementadas

2. Tal fenômeno não ocorreu apenas no país, mas também em nível internacional, com destaque para os países da América Latina.

3. Destaca-se que essa mudança de foco das políticas sociais no país não implicou eliminação de todas as políticas universais adotadas até então, mas sim se concentrou no desenho dos novos programas implementados.

consiste na realização de transferências monetárias diretas à população beneficiária, cujas vantagens estão sintetizadas pelo trabalho de Resende e Oliveira (2008). Ou seja, visivelmente o objetivo destas novas políticas passou a ser o combate à pobreza material, por meio da redistribuição de renda.

A partir desse período, também houve maior ênfase na descentralização das responsabilidades sociais do setor público. Winkler e Gershberg (2000) apresentam os fundamentos que motivaram esta tendência em âmbito internacional. Segundo os autores, a descentralização de atribuições fiscais entre as esferas governamentais dos países está baseada em ganhos de eficiência social e técnica.

De acordo com Winkler e Gershberg (2000), a descentralização dos compromissos sociais dos governos federais para as unidades federativas de níveis subnacional e local proporciona maior eficiência social ao gasto público por elevar a participação dos agentes locais nas decisões sobre os serviços públicos – como políticas sociais – que irão receber. Por este mecanismo, os agentes revelam suas preferências, reduzindo a assimetria de informação do implementador das políticas, o que amplia o seu retorno sobre o bem-estar das famílias beneficiárias.

Além da eficiência social, a descentralização leva a maior eficiência técnica dos gastos públicos e sociais por três diferentes mecanismos. Em primeiro lugar, como as autoridades políticas locais têm mais informação sobre as questões orçamentárias dos programas adotados em seus territórios, elas podem minimizar os seus custos com mais eficácia. Em segundo lugar, no caso de políticas condicionadas, a capacidade de monitoramento e fiscalização dos programas das autoridades locais é muito melhor do que a da burocracia federal. Por fim, a descentralização estimula a promoção de maior variedade de provedores e programas de política social, propiciando condições para inovações técnicas de elaboração e implementação.

Por sua vez, a evasão escolar é um problema recorrente sobre as políticas sociais – principalmente as relacionadas à educação – realizadas na América Latina segundo o Programa de Promoção de Reformas Educativas na América Latina e no Caribe (Preal, 2003). Isto ocorre quando crianças e adolescentes abandonam a escola antes de acumular o capital humano necessário para se tornarem competitivos nos mercados de trabalho locais, podendo contribuir assim para perpetuar a situação de pobreza.

O relatório aponta cinco possíveis motivos para o abandono à escola. Em primeiro lugar, as razões econômicas, relacionadas com a necessidade de trabalhar, por parte do aluno,⁴ e com a falta de recursos, por parte de seus pais, para suprir os custos diretos da educação. Em segundo lugar, a falta de oferta de

4. Tal motivo predomina em relação ao abandono à escola por parte de alunos recém-adolescentes – a partir dos 14 anos.

escolas e professores, o que é mais comum nas regiões rurais e naquelas povoadas por população de baixa renda. Terceiro, as razões familiares, que decorrem, sobretudo, das ocorrências de gravidez e casamentos⁵ entre adolescentes. Por fim, o abandono da escola pode ser provocado por problemas de desempenho escolar dos alunos, pois as sucessivas reprovações podem acabar desanimando os alunos em relação ao seu futuro educativo.

Além desses motivos, Schwartzman (2004) aponta que a má qualidade do ensino pode ser um fator que provoca o abandono do ensino. Segundo o autor, os alunos podem abandonar as escolas simplesmente porque não conseguem aprender. Assim, a acumulação de capital humano nestas condições é nula, e o retorno esperado do trabalho no tempo presente, para o aluno, é maior.

2.2 Evidências empíricas para o Brasil

No Brasil, foi realizada uma série de estudos empíricos sobre os determinantes econômicos da frequência escolar e da probabilidade de abandono. Neste sentido, destaca-se o trabalho de Kassouf (2001). Utilizando dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio (PNAD)⁶ de 1995, a autora utilizou um modelo *probit* para estimar a probabilidade de crianças estudarem e trabalharem. O estudo concluiu que os fatores mais correlacionados com a frequência escolar são: altos níveis de escolaridade dos pais; baixo número de irmãos; baixa idade das crianças; elevados salários dos pais; e baixos salários das crianças no mercado de trabalho.

Corseuil, Santos e Foguel (2001) realizaram um estudo empírico para as decisões dos jovens entre estudo e trabalho, para quatro países da América Latina – Brasil, Chile, Honduras e Peru. Foi concluído que a educação dos pais é a variável mais importante para a probabilidade de os filhos frequentarem escolas, em todos os países da amostra. Outros fatores importantes, como grau de urbanização do país, tamanho das famílias e presença de idosos nos domicílios, variam de país para país, tanto em termos de magnitude quanto em termos de sinal.

Barros *et al.* (2001) procuraram estimar os determinantes do desempenho educacional, definindo como o número de séries concluídas pelo indivíduo, a partir de dados da PNAD⁷ e da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PDV). Os autores realizaram uma análise empírica sobre variáveis de interesse agrupadas em quatro eixos: *i)* recursos da família; *ii)* recursos da comunidade em que a família vive; *iii)* características do mercado de trabalho da comunidade; e *iv)* características dos serviços educacionais presentes na comunidade. O principal resultado do trabalho foi que a variável mais robusta para explicar o desempenho educacional dos indivíduos é a

5. Tal motivo predomina em relação ao abandono à escola por parte de alunos do sexo feminino.

6. Realizada periodicamente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

7. Divulgada pelo IBGE.

escolaridade dos pais. Os autores chegaram a estimar que o impacto de um ano a mais de escolaridade dos pais equivale ao impacto de três anos a mais de escolaridade dos professores na determinação do número de séries concluídas pelos alunos.

Silva e Hasenbalg (2002) utilizaram um modelo logístico ordenado para avaliar os determinantes da progressão escolar no Brasil da primeira série até a oitava série do ensino fundamental, a partir de dados da PNAD. Os autores chegaram ao resultado de que os determinantes variam ao longo das transições escolares. Assim, no início da vida escolar, o fator mais importante para a progressão dos alunos é o nível de escolaridade do chefe do domicílio ao qual a criança pertence. Fatores como a localização – rural ou urbana, assim como a qual região do Brasil pertence – e a estrutura do domicílio são mais importantes no meio do ciclo escolar. Por fim, a renda familiar e a cor do estudante são fatores mais importantes no final do ensino básico, isto é, são fatores que têm efeitos crescentes sobre o desempenho escolar ao longo da trajetória das crianças, prejudicando os mais pobres e os pardos e negros.

3 METODOLOGIA

A metodologia de modelos hierárquicos consiste, basicamente, no desenvolvimento de modelos de regressão que assumem que a variável dependente estudada é afetada por variáveis independentes de níveis distintos, isto é, tanto por aquelas específicas ao indivíduo estudado, quanto por aquelas específicas ao grupo ou ao ambiente ao qual o indivíduo se insere. Esta correlação provoca um viés negativo nas estimativas dos erros padrão dos modelos estimados diretamente pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQOs). Além disso, em cada nível pode haver um componente residual, não explicado pelas variáveis explicativas adotadas no modelo. Nestas condições, o uso de modelos hierárquicos pode oferecer três vantagens ao estudo (Queiróz e César, 2000). Em primeiro lugar, a metodologia permite obter melhores estimativas para os parâmetros abordados no modelo, pelo controle das características do grupo mais numeroso sobre as inferências realizadas para a população total observada. Em segundo lugar, permite avaliar os efeitos entre as variáveis de diferentes níveis, disponibilizando a realização de testes de hipóteses sobre as relações entre o indivíduo e o seu respectivo grupo. Por fim, permite separar os componentes das variâncias das estimativas de acordo com o nível de cada variável independente, o que faz com que as estimativas de erro padrão sejam mais conservadoras quando a estimação é realizada por modelos hierárquicos que quando é realizada diretamente por MQOs em um modelo linear. Além disso, a separação das variáveis explicativas em diferentes níveis faz com que a metodologia de modelos hierárquicos possibilite melhor compreensão dos problemas no processo modelado (Ferrão *et al.*, 2002).

Em termos mais formais,⁸ um modelo hierárquico baseia-se, no primeiro nível (individual), no estudo da relação entre uma variável dependente Y_{ij} – por exemplo, a frequência à escola; –, para um indivíduo i pertencente a um grupo j –, por exemplo, o estado brasileiro em que habita –, e uma variável explicativa X_{ij} para cada indivíduo – como a participação, ou não, em programas de assistência social:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \quad (2)$$

Porém, como os grupos podem exercer efeitos que influenciam o comportamento dos indivíduos neles integrados, pode-se controlar estes efeitos por uma variável explicativa W_j , por exemplo, o número de escolas existentes em cada estado da Federação. Neste caso, as equações do segundo nível (grupos) são:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j} \quad (3)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (4)$$

Observa-se que, nesse caso, como o número de escolas existentes no estado é independente da participação, ou não, por parte do indivíduo em programas assistenciais, apenas o termo de intercepto da equação do primeiro nível pode ser afetada pela variável explicativa W_j . Substituindo (3) e (4) na equação (2):

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + \gamma_{10}X_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad (5)$$

Nesse modelo, supõe-se que os termos u_{0j} e r_{ij} são erros aleatórios, independentes, de média zero e seguem uma distribuição normal. Sendo σ^2 a variância de r_{ij} (variância entre indivíduos), e τ_0^2 a variância de u_{0j} (variância entre grupos), a correlação intragrupos será:

$$\rho(Y_{ij}, Y_{i'j}) = \tau_0^2 / (\tau_0^2 + \sigma^2) \quad (6)$$

Intuitivamente, a correlação intragrupos significa a correlação entre os valores da variável Y_{ij} (frequência à escola) referentes às observações de dois indivíduos escolhidos aleatoriamente em um certo grupo. A composição da variância pode definir se o modelo hierárquico é mais apropriado para a estimação que o modelo linear. Na hipótese de a maior parte da variância entre grupos, opta-se pelo modelo hierárquico. Sendo a maior parte da variância ser entre indivíduos, opta-se pelo modelo linear.

A estimação do modelo, tanto dos parâmetros fixos γ_{nm} quanto das variâncias e covariâncias, pode ser realizada por três alternativas distintas, de acordo com Raudenbush e Bryk (1992). Em primeiro lugar, mais utilizado na literatura, pelo método da máxima verossimilhança, no qual se escolhe os estimadores para γ e τ de modo que a probabilidade de se observar estes valores nos dados de Y máxima.

8. Essa formalização está baseada no artigo de Díaz (2007) e no livro de Raudenbush e Bryk (2002).

Este método apresenta estimadores consistentes, eficientes e de distribuição convergente para uma normal. Em segundo lugar, pelo método da máxima verossimilhança restrita, o qual ajusta os estimadores de máxima verossimilhança de τ para os efeitos fixos nas amostras. Por fim, pelo método bayesiano, o qual controla possíveis erros de estimação de variâncias e covariâncias pela realização de inferências sobre γ a partir apenas dos dados, isto é, não condicionais em τ .

Este artigo utiliza o método da máxima verossimilhança para estimar seus modelos, pois como se trabalha com uma grande amostra, supõe-se que os estimadores convirjam para uma distribuição normal e não haja erros de mensuração.

Depois de escolhido o método de estimação, adota-se como método de computação deste referido estimador os mínimos quadrados generalizados iterativos (MQGIs). Em resumo, este método consiste na definição de uma regra particular de reestimação dos parâmetros de interesse, até que haja uma convergência para o valor de maior verossimilhança. No caso dos modelos hierárquicos, este processo inicia-se pela estimativa dos parâmetros fixos, γ_{nm} , pelo método dos MQOs. A partir dos resultados obtidos, obtêm-se estimativas dos resíduos, as quais são utilizadas para estimar a matriz de variâncias e covariâncias do modelo – σ^2 , τ_n^2 e τ_{nm} . Assim, realiza-se uma reestimação dos parâmetros fixos, pela aplicação do método de MQGIs. Estes novos parâmetros, por sua vez, serão utilizados para uma reestimação da matriz de variâncias e covariâncias, de modo que estas etapas irão se sucedendo até se verificar uma convergência dos resultados obtidos (Diaz, 2007).⁹

No Brasil, os trabalhos empíricos que utilizaram a metodologia de modelos hierárquicos para estimar uma função de produção educacional em geral se valeram de dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e focaram a qualidade do ensino como variável explicada, mensurada pelo desempenho do aluno no exame. Exemplos destes trabalhos são os realizados por Fletcher (1998), Ferrão *et al.* (2001) e Barbosa e Fernandes (2001).

Nessa mesma linha, César e Soares (2001) utilizaram a metodologia de modelos hierárquicos para avaliar o efeito do nível socioeconômico das turmas sobre a qualidade do ensino individual. O nível socioeconômico foi mensurado pelas médias de diversos indicadores sociais em cada turma de cada escola incluída na amostra. Os dados utilizados foram os resultados da prova de matemática da oitava série elaborada pelo SAEB em 1999. Para distinguir as diferentes dimensões de variáveis que explicam o desempenho individual do aluno no exame, os autores utilizaram um modelo hierárquico de três níveis, isto é, os próprios alunos (nível individual), as escolas, incluindo a média do perfil socioeconômico de suas turmas, e o estado brasileiro em que se localiza a escola.

9. Mais detalhes sobre o método dos mínimos quadrados generalizados iterativos (MQGIs) podem ser encontrados em Cameron e Triverdi (2005).

Os resultados encontrados pelo trabalho indicam que a variabilidade das notas no exame deve-se 7,4% às variáveis estaduais, 35,1% ao perfil das escolas e 57,5% às características dos alunos. Os autores chegaram à conclusão de que o nível socioeconômico prejudica os alunos mais pobres por três diferentes mecanismos. Em primeiro lugar, devido ao efeito de seu próprio perfil. Em segundo lugar, pelo fato de que indivíduos mais pobres tendem a frequentar as piores escolas. Terceiro, devido à interação entre o nível socioeconômico do aluno e o meio em que vive, de modo que o aluno de pior desempenho também é prejudicado por não conviver com colegas de nível mais elevado.

Outra estimação de uma função de produção educacional para o ensino fundamental brasileiro foi elaborada por Albernaz, Ferreira e Franco (2002). Os autores utilizaram os dados do SAEB de 1999 para a oitava série, de acordo com as notas das provas de ciências, geografia, história, português e matemática, e estimaram um modelo hierárquico de dois níveis, isto é, buscando diferenciar os efeitos do perfil socioeconômico do aluno e as características da escola. Os resultados encontrados pelos autores, semelhantes aos do estudo de César e Soares (2001), apontam que 80% da variância do desempenho escolar deve-se às características dos alunos. Além disso, foi verificado que os alunos negros têm pior desempenho nas provas, mesmo em estimações que controlem pelo seu perfil socioeconômico. Também foi verificado que as variáveis de nível escolar contribuem para o aprendizado dos alunos, mas fatores como a escolaridade do professor também influenciam de maneira crescente, de acordo com o nível socioeconômico do aluno. Por fim, mesmo controlando todos estes fatores, os autores verificaram que os alunos de escolas particulares têm melhor desempenho que os de escolas públicas.

Estudos empíricos mais recentes passaram a utilizar outras bases de dados além do SAEB, e focalizaram como variável de interesse outros fatores além do desempenho dos alunos nas provas, por exemplo, o atraso educacional do aluno, a evasão escolar e a frequência à escola.

Um importante trabalho nesse sentido foi o elaborado por Rios-Neto, César e Riani (2002), que utilizaram um modelo de dois níveis para estimar a probabilidade de progressão escolar na primeira e na quinta séries do ensino fundamental, a partir de dados de doze PNADs das décadas de 1980 e 1990. Os dois níveis das variáveis incluídas no modelo são as características das famílias a que pertencem as crianças em idade escolar e as características da escola e da comunidade em que a família vive, classificadas de acordo com a interação entre a UF em que a família reside e a localidade de seu domicílio – rural, urbano ou metropolitano. Os autores chegaram ao resultado de que o *background* familiar é significativo nas duas progressões, mas seu efeito é mais forte sobre a progressão na primeira série. Além disso, verificou-se uma relação de substitutibilidade entre os efeitos

da escolaridade da mãe e a do professor nesta progressão, de modo que melhores professores podem compensar as desvantagens dos alunos de pior base e assim reduzir a desigualdade educacional no país.

Um trabalho envolvendo fatores relacionados à oferta e à demanda por educação e seu impacto sobre a qualidade e a quantidade do ensino em Minas Gerais foi elaborado por Riani e Rios-Neto (2004). Para isso, os autores utilizaram a metodologia de modelos hierárquicos, em que as características individuais das crianças – como nível socioeconômico e *background* familiar –, relacionadas com a demanda por educação, foram complementadas por características dos municípios mineiros nos quais vivem – como as características das escolas e os recursos destinados à educação –, relacionadas com a oferta de ensino. O estudo concluiu que ambos os fatores contribuem positivamente para o percentual de crianças matriculadas nas escolas e para a seriação correta, de acordo com sua idade.

Riani e Rios-Neto (2008) também realizaram uma estimação da função de produção educacional por modelos hierárquicos procurando diferenciar os efeitos do *background* familiar e da estrutura escolar dos municípios brasileiros. O resultado educacional escolhido como parâmetro de interesse pelos autores é a probabilidade de um aluno cursar a série na escola na idade correta. O trabalho utilizou dados de alunos dos ensinos fundamental e médio, de 7 a 17 anos, coletados no Censo Demográfico de 2000, para as observações de indivíduos e famílias, e do Censo Escolar de 2000, para as observações das escolas e dos municípios. As regressões realizadas pelos autores evidenciaram a grande importância da educação materna para a escolaridade dos filhos, resultado da estratificação educacional no Brasil e da elevada influência do perfil socioeconômico da família. Além disso, verificou-se que a qualidade da infraestrutura educacional municipal e dos recursos humanos melhoram os indicadores de eficiência no ensino, havendo inclusive efeito de substitutibilidade entre os efeitos do *background* familiar e da infraestrutura escolar municipal, de modo semelhante ao resultado encontrado por Rios-Neto, César e Riani (2002).

Como visto, a maior parte dos trabalhos que procuraram estimar uma função de produção educacional por meio de modelos hierárquicos utilizaram como unidades de segundo nível a escola, a comunidade e o município onde o indivíduo reside. São escassos os estudos que tentam controlar o resultado educacional individual por indicadores de infraestrutura escolar dos estados da Federação, como o número de instituições de ensino, cuja participação na responsabilidade social do setor público brasileiro é crescente desde a década de 1990.

4 DADOS E VARIÁVEIS

A principal fonte de dados utilizada para a análise empírica deste trabalho é a Pesquisa sobre Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003. Ela é realizada pelo IBGE e inclui dados de domicílios particulares permanentes,¹⁰ abrangendo todo o território nacional, inclusive regiões rurais e urbanas de todos os estados da Federação.

A POF consiste em um levantamento de informações sobre os gastos e os rendimentos das famílias brasileiras, entendidas como unidades de consumo, coletadas por meio de entrevistas pessoais com seus membros, como os chefes de família e as donas de casa, e transcritas para formulários formais de pesquisa. O objetivo original desta pesquisa é definir as cestas de consumo padrão das famílias brasileiras de modo a permitir a construção de um sistema de ponderações para a construção de índices de preço ao consumidor. Contudo, devido à riqueza de suas observações e dimensões, esta fonte vem sendo cada vez mais utilizada como banco de microdados para os mais variados estudos sociais. A POF 2002-2003 apresenta uma amostra de 48.171 unidades de consumo.

Este trabalho utiliza três bancos de dados integrantes da POF: *i*) informações sobre *moradores*,¹¹ *rendimentos* e *deduções* – do trabalho –¹² e *outros rendimentos*.¹³ Destes bancos de dados, foram extraídas informações sobre os moradores do domicílio, os rendimentos da família e os benefícios sociais recebidos. Para obter a amostra final de 25.392 crianças de 7 a 14 anos, com informações sobre suas famílias – rendimentos e benefícios –, após linearizados os bancos, os três bancos foram agregados pelas variáveis de identificação da família e do indivíduo. Assim, foram obtidas as variáveis explicativas de nível individual para os modelos estimados.

Todas as variáveis explicativas de nível 1, isto é, nível individual das crianças, dos modelos foram construídas a partir das variáveis presentes na POF 2002-2003, sendo que algumas delas foram diretamente incluídas para a estimação, e outras obtidas por meio de *proxies*.

No estudo, a *proxy* considerada mais crítica foi o uso de uma *dummy* que observa se o indivíduo recebe ou não remuneração por seu fator trabalho como forma de mensurar a incidência do trabalho infantil. Isto se justifica por dois pontos. Em primeiro lugar, por um fator técnico, pelo fato de que a POF não pergunta diretamente às unidades de consumo se os seus membros trabalham ou não, mas sim se representam fontes de orçamento familiar. Em segundo lugar, por um fator mais intuitivo, de que o trabalho infantojuvenil não remunerado no Brasil tem uma

10. Isso é, observações referentes a militares, pacientes internados em instituições de saúde e hóspedes em domicílios coletivos ficam excluídas da pesquisa.

11. Banco POF1, registro 2.

12. Banco POF5, registro 12.

13. Banco POF5, registro 13.

característica fundamentalmente intrafamiliar, como é o caso dos jovens habitantes das áreas rurais da região Sul, que estudam em um turno do dia e ajudam seus pais no trabalho em outro, o que não prejudica a sua frequência à escola, ao contrário dos jovens que cedo ingressam no mercado de trabalho (Schwartzman, 2004).

Os dados das variáveis de nível 2, referentes às UFs brasileiras, por sua vez, têm fontes distintas. Os valores dos gastos estaduais com assistência social em 2002 foram coletados em uma planilha com os exercícios orçamentários dos estados, disponibilizados pela Coordenação-Geral das Relações e Análise Financeira de Estados e Municípios (Corem), instituição vinculada à Secretaria do Tesouro Nacional (STN), Ministério da Fazenda. Esta variável tem o objetivo de mensurar o efeito da descentralização do gasto assistencial no Brasil sobre a variável endógena dos modelos. O número de instituições de ensino básico em cada estado, em 2002, incluindo os ensinos fundamental e médio, para escolas públicas, privadas e estatais, foi obtido na Estatística da Educação Básica (2002), do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa (INEP), vinculado ao Ministério da Educação.

QUADRO 1
Variável dependente

Variável	[Descrição]	[Observações]
<i>freq</i>	Frequência à escola.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se a criança frequenta alguma escola, pública ou privada, e zero caso contrário.

Fonte: Pesquisa sobre Orçamentos Familiares – POF (IBGE, 2004).
Elaboração dos autores.

QUADRO 2
Variáveis independentes de nível 1

Variável	[Descrição]	[Observações]
<i>renda</i>	Logaritmo da renda <i>per capita</i> da família.	Logaritmo da renda real deflacionada da família, presente na POF, dividido pelo número de pessoas em cada família.
<i>idade_fi</i>	Idade das crianças.	Idade dos filhos de cada família, de 7 a 14 anos.
<i>menino</i>	Sexo das crianças.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para os homens, e zero para as mulheres.
<i>negro</i>	Raça, ou cor, das crianças.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 para as crianças pretas, pardas ou indígenas, e zero caso contrário.
<i>progas</i>	Participação em programas assistenciais.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se a família da criança participa de pelo menos um programa assistencial dos selecionados para a amostra, e zero caso contrário.
<i>nivel_instr_ch</i>	Nível de instrução do chefe da família.	Número de anos de estudo do chefe da família, em valores obtidos diretamente da POF.
<i>urbano</i>	Área em que a criança vive.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se a criança vive em área urbana, e zero se vive em área rural.
<i>nummess</i>	Número de pessoas na família.	Valores obtidos diretamente da POF, descontados os pensionistas e os empregados domésticos.
<i>trabalha</i>	Se a criança integra o mercado de trabalho ou não.	<i>Dummy</i> com valor igual a 1 se a criança recebe algum rendimento pelo seu fator trabalho, e zero caso contrário.

Fonte: POF (IBGE, 2004).
Elaboração dos autores.

QUADRO 3
Variáveis independentes de nível 2 (2002)

Variável	[Descrição]	[Observações]
<i>escolas_eb</i>	Número de escolas presentes em cada estado brasileiro.	Dados coletados no INEP, Ministério da Educação.
<i>gastos_as</i>	Gastos estaduais com assistência social.	Dados coletados na STN, Ministério da Fazenda.

Fonte: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas (INEP) e Secretaria do Tesouro Nacional (STN).
Elaboração dos autores.

QUADRO 4
Programas assistenciais selecionados para a análise

Programas	
Renda Mínima	Auxílio-Estíagem
Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PET)	Auxílio-Comunicação
Cesta Básica	Auxílio-Desemprego
Auxílio-Leite	Auxílio-Maternidade
Bolsa-Renda	Auxílio-Saúde
Bolsa Escola	Auxílio-Educação
Agente Jovem – programa para jovens desempregados	Auxílio-Creche
Auxílio-Gás	Salário-Educação
Auxílio a Portadores de Deficiência Física	Auxílio-Escola
Auxílio à Energia Elétrica	Auxílio-Mãe Guardiã
Salário-Família	Auxílio-Funeral
Auxílio-Atividade	Auxílio-Velhice
Auxílio-Fardamento	

Fonte: POF (IBGE, 2004).
Elaboração dos autores.

A diferença de perfil socioeconômico das crianças que frequentam e das que não frequentam a escola está de acordo com o esperado, a partir da abordagem teórica sobre os fundamentos da escolaridade. Em geral, as crianças que frequentam a escola, além de serem a maioria da amostra, possuem maior renda familiar *per capita*, menor idade, pais mais escolarizados, moram em domicílios urbanos, não trabalham e residem nos estados da Federação com mais escolas e gastos assistenciais. A variável com maior discrepância entre os dois perfis é a escolaridade dos pais, como identificado em trabalhos anteriores (Corseuil, Santos e Foguel, 2001 e Riani e Rios-Neto, 2008). No entanto, a tabela 1 também mostra que a proporção de crianças que frequentam a escola é muito elevada, isto é, o ensino fundamental beira a universalização.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis de níveis 1 e 2

Variável	Frequenta escola				Não frequenta escola			
	Média	DP	Mínimo	Máximo	Média	DP	Mínimo	Máximo
<i>renda</i>	6,904	1,329	0,300	13,344	6,371	1,301	1,078	11,174
<i>idade_fi</i>	10,533	2,291	7	14	10,884	2,564	7	14
<i>menino</i>	0,510	0,500	0	1	0,561	0,496	0	1

(Continua)

(Continuação)

Variável	Frequenta escola				Não frequenta escola			
	Média	DP	Mínimo	Máximo	Média	DP	Mínimo	Máximo
negro	0,394	0,489	0	1	0,331	0,471	0	1
progas	0,374	0,484	0	1	0,282	0,450	0	1
nivel_inst_ch	5,330	3,128	0	16	3,806	2,881	0	16
urbano	0,739	0,439	0	1	0,616	0,487	0	1
numpess	5,286	1,966	2	20	5,974	2,309	2	20
trabalha	0,063	0,243	0	1	0,140	0,347	0	1
escolas_eb	9.021	6.853	716	26.339	8.317	6.799	716	26.339
gastos_as ¹	73.300	78.100	3.917	378.000	63.000	71.200	3.917	378.000
Número de observações ²	24.471				921			

Fonte: POF 2002-2003 (IBGE, 2004) e *Execução Orçamentária dos Estados (1995-2011)* – Corem/STN. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/>.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Em milhares de reais.

² Número total de observações: 25.392.

TABELA 2
Número de instituições de ensino básico e gastos com assistência social por Unidade da Federação (2002)

Estado	Número de instituições de ensino básico	Gastos com assistência social (R\$)	Estado	Número de instituições de ensino básico	Gastos com assistência social (R\$)
Acre	1.687	9.113.645,54	Paraíba	7.550	44.964.532,96
Alagoas	3.879	13.381.352,15	Paraná	9.424	66.894.592,10
Amapá	756	13.477.738,03	Pernambuco	11.773	70.669.557,85
Amazonas	4.952	30.575.110,94	Piauí	8.425	75.838.848,18
Bahia	26.339	96.005.220,41	Rio Grande do Norte	4.856	111.059.795,84
Ceará	13.246	108.507.575,00	Rio Grande do Sul	11.062	114.107.208,38
Distrito Federal	1.009	92.478.035,54	Rio de Janeiro	10.416	109.785.865,42
Espírito Santo	4.326	10.928.154,96	Rondônia	2.643	3.916.768,49
Goiás	4.960	247.792.769,67	Roraima	716	17.767.449,00
Maranhão	14.353	26.962.396,87	Santa Catarina	7.128	21.533.096,13
Mato Grosso	2.973	25.537.020,01	São Paulo	23.418	378.033.606,54
Mato Grosso do Sul	1.525	124.510.548,59	Sergipe	2.629	22.806.587,43
Minas Gerais	18.112	43.055.461,83	Tocantins	2.457	34.328.305,14
Pará	13.574	41.392.066,58			

Fonte: INEP e STN.

A tabela 3 destaca a focalização dos programas assistenciais escolhidos para o estudo. A correlação negativa entre a participação em programas de assistência social e o nível de renda das famílias ultrapassa os 25%. Além disso, é possível perceber o perfil do *background* familiar relacionado às famílias

pobres. As famílias de menor renda são mais numerosas, apresentam maior número de filhos jovens, têm mais membros negros, são mais comuns no meio rural que as famílias de maior renda.

TABELA 3
Correlações entre as variáveis independentes
(Em %)

	<i>lrenda</i>	<i>idade_fi</i>	<i>menino</i>	<i>negro</i>	<i>progas</i>	<i>nivel_instr_ch</i>	<i>urbano</i>	<i>num-pess</i>	<i>trabalha</i>	<i>escolas_eb</i>	<i>gastos_as</i>
<i>lrenda</i>	100,00										
<i>idade_fi</i>	32,00	100,00									
<i>menino</i>	0,18	0,16	100,00								
<i>negro</i>	25,66	-1,31	-1,75	100,00							
<i>progas</i>	-25,52	2,48	0,49	-11,03	100,00						
<i>nivel_instr_ch</i>	51,31	-2,63	-0,80	20,81	-19,44	100,00					
<i>urbano</i>	25,39	1,10	-0,18	5,90	-9,31	24,91	100,00				
<i>num-pess</i>	-37,14	3,91	0,99	-17,64	16,11	-27,91	-20,24	100,00			
<i>trabalha</i>	-7,62	24,71	5,30	-2,80	12,93	-9,43	-12,53	7,41	100,00		
<i>escolas_eb</i>	-4,85	1,79	-0,39	1,44	11,54	-4,58	-18,72	4,26	6,77	100,00	
<i>gastos_as</i>	11,01	-0,96	-1,27	10,99	0,40	5,65	-3,69	-8,61	-2,54	36,08	100,00

Elaboração dos autores.

5 MODELOS E RESULTADOS

5.1 Modelo 1: *probit* linear

O primeiro modelo estimado no trabalho é um modelo linear simples, não hierárquico, que pode ser escrito pela seguinte equação:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}lrenda_{ij} + \beta_{2j}idade_fi_{ij} + \beta_{3j}menino_{ij} + \beta_{4j}negro_{ij} + \beta_{5j}progas_{ij} + \beta_{6j}nivel_instr_ch_{ij} + \beta_{7j}urbano_{ij} + \beta_{8j}num-pess_{ij} + \beta_{9j}trabalha_{ij} + \beta_{10j}escolas_eb_{ij} + \beta_{11j}gastos_as_{ij} + \varepsilon_i \quad (7)$$

Como a variável dependente, frequência à escola, é uma variável dicotômica (*dummy*), foi utilizado para a sua estimação o modelo *probit*, o qual se baseia em uma função de distribuição normal acumulada.¹⁴ Seus resultados podem ser conferidos na tabela 4.

14. Mais detalhes sobre as características do modelo *probit* e da função de distribuição normal acumulada podem ser encontrados em Gujarati (2004).

5.2 Modelo 2: Anova com efeitos aleatórios

O segundo modelo abordado pelo trabalho, o modelo *Anova* com efeitos aleatórios,¹⁵ é o modelo hierárquico mais simples existente, uma vez que não apresenta variáveis independentes. O objetivo dele é simplesmente permitir a divisão da variabilidade nos dados entre os termos de resíduo individual e de grupo. A variável dependente é explicada por um termo de intercepto β mais um erro aleatório r , normalmente distribuído com média zero e variância constante σ^2 . O intercepto de cada observação individual é afetada por um efeito fixo de grupo, igualmente definido por um termo de intercepto γ e por um erro aleatório u :

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (8)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (9)$$

O modelo completo é definido substituindo-se (9) em (8):

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (10)$$

A estimação revela que a variância total do modelo ($Var(u_{0j} + r_{ij})$) é igual a 0.035, sendo que aproximadamente 99,38% devem-se a diferenças entre os indivíduos (crianças), e 0,62% devem-se a diferenças entre os grupos (estados). Ou seja, o modelo revelou que o peso dos fatores estaduais influenciando os indicadores de frequência à escola, quando não controlados os efeitos individuais dos alunos, é muito pequeno. Isto pode fazer com que a estimação por modelos hierárquicos seja menos apropriada que a por modelos lineares – como o *probit*, da subseção anterior – para se estudar os efeitos aqui apresentados.

5.3 Modelo 3: incluindo as características das crianças segundo modelo Ancova

O terceiro modelo analisado é um modelo *Ancova*, em que as características individuais das crianças estão incluídas, mas apenas o termo de intercepto varia entre os estados. Ou seja, os modelos de níveis 1 e 2 são:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}lrenda_{ij} + \beta_{2j}idade_fi_{ij} + \beta_{3j}menino_{ij} + \beta_{4j}negro_{ij} + \beta_{5j}progras_{ij} + \beta_{6j}nivel_instr_ch_{ij} + \beta_{7j}urbano_{ij} + \beta_{8j}numress_{ij} + \beta_{9j}trabalha_{ij} \quad (11)$$

$$\beta_{nj} = \gamma_{n0} \quad n > 0 \quad (12)$$

Substituindo as equações em (11), tem-se:

$$Y_i = \gamma_{00} + \gamma_{10}lrenda_{ij} + \gamma_{20}idade_fi_{ij} + \gamma_{30}menino_{ij} + \gamma_{40}negro_{ij} + \gamma_{50}progras_{ij} + \gamma_{60}nivel_instr_ch_{ij} + \gamma_{70}urbano_{ij} + \gamma_{80}numress_{ij} + \gamma_{90}trabalha_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad (13)$$

A inclusão de variáveis de controle para as características individuais das

15. Mais informações sobre esse modelo são obtidas em Raudenbush e Bryk (2002) e Queiróz e César (2000).

crianças reduziu a variância total do modelo em cerca de 1,87%, que se distribuiu em uma redução de 33,26% na variância entre os estados, e de 1,67% entre os alunos. Contudo, a distribuição da variância entre os dois níveis não se alterou significativamente: 99,58% da variância se dá entre os indivíduos, e apenas 0,42% se dá entre os grupos – estados brasileiros.

5.4 Modelo 4: incluindo as características dos estados segundo modelo *Ancova*

O próximo modelo inclui as variáveis explicativas de nível 2, referentes às características dos estados brasileiros, e como elas podem afetar a frequência à escola. Em um modelo de interceptos aleatórios, a equação de nível 1 é dada por (11), e os termos de inclinação são dados por (12). O termo de intercepto é dado por:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}escolas_eb_j + \gamma_{02}gastos_as_j + u_{0j} \quad (14)$$

Substituindo-se as equações em (11) tem-se:

$$Y_i = \gamma_{00} + \gamma_{01}escolas_eb + \gamma_{02}gastos_as + \gamma_{10}renda_{ij} + \gamma_{20}idade_fi_{ij} + \gamma_{30}menino_{ij} + \gamma_{40}negro_{ij} + \gamma_{50}progras_{ij} + \gamma_{60}nivel_instr_ch_{ij} + \gamma_{70}urbano_{ij} + \gamma_{80}numposs_{ij} + \gamma_{90}trabalha_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad (15)$$

A inclusão das variáveis explicativas de nível 2 reduziu a variância do modelo em cerca de 0,76%, sendo que a variância entre os estados reduziu-se em 18,12%, e a variância entre os indivíduos aumentou 0,76%. Contudo, a participação da variância entre grupos caiu para 0,34% da variância total. Fora isto, a inclusão das duas variáveis independentes de nível 2 pouco afetou os coeficientes e as significâncias das demais variáveis independentes do modelo.

Por sua vez, considerando-se que o volume de gastos estaduais com assistência social pode influenciar outras variáveis explicativas de nível 1 –, como a renda *per capita* das famílias –, o trabalho infantil, ou então a participação das famílias em programas sociais –, pode-se rodar o mesmo modelo com a variável *gastos_as* como um termo de inclinação aleatória. Neste caso, as equações de nível 2 têm a forma (14) para o intercepto, e, para as inclinações:

$$\beta_{nj} = \gamma_{n0} + \gamma_{n1}gastos_as_j + u_{nj}, n > 0 \quad (16)$$

Supondo-se que X é um vetor de variáveis explicativas de nível 1, definidas em (11), então:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \quad (17)$$

Substituindo-se (14) e (16) em (17) obtém-se:

$$Y_i = \gamma_{00} + \gamma_{01}escolas_eb_j + \gamma_{02}gastos_as_j + \gamma_{n0}X_{ij} + \gamma_{n1}X_{ij}gastos_as_j + u_{0j} + u_{nj}X_{ij} + r_{ij} \quad (18)$$

5.5 Resultados das estimações

A tabela 4 sintetiza os resultados das estimações dos modelos de 1 a 4, sendo este último estimado tanto pelo método dos interceptos aleatórios, quanto pelo método das inclinações aleatórias.

TABELA 4
Resultados das estimativas dos modelos de 1 a 4

Variável	[Modelo 1]	[Modelo 2]	[Modelo 3]	[Modelo 4 – Interceptos aleatórios]	[Modelo 4 – Interceptos aleatórios]
<i>Cownstante</i>	1,183 ³ (0,130)	0,963 ³ (0,003)	0,924 ³ (0,010)	0,918 ³ (0,011)	0,917 ³ (0,011)
<i>Irenda</i>	0,076 ³ (0,014)		0,005 ³ (0,001)	0,005 ³ (0,001)	0,005 ³ (0,001)
<i>idade_fi</i>	-0,018 ³ (0,007)		-0,001 ³ (0,001)	-0,001 ³ (0,001)	-0,001 ³ (0,001)
<i>menino</i>	-0,081 ³ (0,031)		-0,006 ³ (0,002)	-0,006 ³ (0,002)	-0,006 ³ (0,002)
<i>negro</i>	-0,015 ³ (0,033)		-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)
<i>progas</i>	0,338 ³ (0,034)		0,025 ³ (0,003)	0,025 ³ (0,003)	0,025 ³ (0,003)
<i>nivel_inst_ch</i>	0,058 ³ (0,006)		0,004 ³ [(4,43E-04)]	0,004 ³ [(4,43E-04)]	0,004 ³ [(4,43E-04)]
<i>urbano</i>	0,120 ³ (0,034)		0,010 ³ (0,003)	0,010 ³ (0,003)	0,010 ³ (0,003)
<i>numpe</i>	-0,032 ³ (0,008)		-0,003 ³ (0,001)	-0,003 ³ (0,001)	-0,003 ³ (0,001)
<i>trabalha</i>	-0,338 ³ (0,053)		-0,039 ³ (0,005)	-0,039 ³ (0,005)	-0,039 ³ (0,005)
<i>escolas_eb</i>	[9,68E-06 ³ (2,53E-06)			[7,12E-07 ¹ (4,00E-07)	[9,02E-07 ² (3,96E-07)]
<i>gastos_as</i>	[9,87E-11 (2,34E-10)			[5,81E-12 (3,38E-11)	
<i>var(gastos_as)</i>					2,77E-21
<i>var(_cons)</i>		[2,16E-04]	[1,44E-04]	[1,18E-04]	1,09E-04
<i>var(Residual)</i>		0,035	0,034	0,034	0,034
<i>pseudo R2</i>	0,0592				
Número de observações	25.392	25.392	25.392	25.392	25.392

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Variável significativa a 10%.

² Variável significativa a 5%.

³ Variável significativa a 1%.

5.6 Modelo 5: centralizando a renda das famílias pela média dos estados

Centralizar a variável *renda* por suas médias também pode trazer informações relevantes para a abordagem de modelos hierárquicos. Assim, quando se centraliza a variável por sua média geral, significa integrar os efeitos individuais dos contextuais em relação aos dados observados. Porém, quando se centraliza pela média dos grupos, isto é, pela renda *per capita* média de cada estado, se dá maior ênfase no estudo sobre os efeitos individuais das variáveis de nível 1. Sendo *mg_renda* a renda *per capita* média geral da amostra, e *med_renda* a renda *per capita* média por estados, as equações de ambos os modelos centralizados¹⁶ são:

$$Y_i = \gamma_{00} + \gamma_{01}escolas_eb + \gamma_{02}gastos_as + \gamma_{10}(renda - mg_renda) + \gamma_{20}idade_fi + \gamma_{30}sexo1 + \gamma_{40}cor2 + \gamma_{50}progras + \gamma_{60}nivel_instr_ch + \gamma_{70}urbano + \gamma_{80}numpess + \gamma_{90}trabalha + u_{0j} + r_{ij} \quad (19)$$

$$Y_i = \gamma_{00} + \gamma_{01}escolas_eb + \gamma_{02}gastos_as + \gamma_{10}(renda - med_renda) + \gamma_{20}idade_fi + \gamma_{30}sexo1 + \gamma_{40}cor2 + \gamma_{50}progras + \gamma_{60}nivel_instr_ch + \gamma_{70}urbano + \gamma_{80}numpess + \gamma_{90}trabalha + u_{0j} + r_{ij} \quad (20)$$

Os resultados da estimação podem ser conferidos na tabela 5.

TABELA 5
Resultados do modelo 4 centralizados pela média geral e pela média de grupo

Variável	Média geral	Média de grupo
Constante	0,955 ³ (0,008)	0,922 ³ (0,042)
<i>renda_geral</i>	0,005 ³ (0,001)	
<i>med_renda</i>		0,005 (0,006)
<i>renda_grupo</i>		0,005 ³ (0,001)
<i>idade_fi</i>	-0,001 ³ (0,001)	-0,001 ³ (0,001)
<i>menino</i>	-0,006 ³ (0,002)	-0,006 ³ (0,002)
<i>negro</i>	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)
<i>progas</i>	0,025 ³	0,025 ³

(Continua)

16. Considerando-se a mesma estrutura do modelo 4 com interceptos aleatórios.

(Continuação)

Variável	Média geral	Média de grupo
	(0,003)	(0,003)
<i>nivel_inst_ch</i>	0,004 ³	0,004 ³
	(0,000)	(0,000)
<i>urbano</i>	0,010 ³	0,010 ³
	(0,003)	(0,003)
<i>numpess</i>	-0,003 ³	-0,003 ³
	(0,001)	(0,001)
<i>trabalha</i>	-0,039 ³	-0,039 ³
	(0,005)	(0,005)
<i>escolas_eb</i>	$\begin{bmatrix} 7,12E-07^2 \\ (4,00E-07) \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 7,03E-07^1 \\ (4,16E-07) \end{bmatrix}$
<i>gastos_as</i>	5,81E-12	7,10E-12
	(0,955)	$\begin{bmatrix} (3,71E-11) \end{bmatrix}$
<i>var(_cons)</i>	0,000	0,000
<i>var(Residual)</i>	0,034	0,034
Número de observações	25.392	25.392

Elaboração dos autores.

Notas: ¹Variável significativa a 10%.²Variável significativa a 5%.³Variável significativa a 1%.

Como se pode observar, a centralização pela média da renda, em ambos os casos, não afetou consideravelmente os coeficientes e as significâncias do modelo 4 com interceptos aleatórios. O que mudou foram os coeficientes e o nível de significância da constante.

5.7 Comentários sobre os resultados das estimações

De acordo com os resultados obtidos, em todos os modelos, o comportamento da maior parte das variáveis explicativas está de acordo com o esperado pela bibliografia estudada (Kassouf, 2001; Courseuil, Santos e Foguel, 2001; Silva e Hasenbalg, 2002).

A frequência à escola é mais comum para crianças de maior renda, menor idade, cor branca – significativa apenas no modelo *probit* –, que recebem benefícios de programas de assistência social, de residência nas regiões urbanas, com poucas pessoas na família, que não trabalham remuneradamente e com maior oferta de instituições de ensino em seu estado. Por sua vez, a frequência tende a ser menor entre crianças de maior idade – 13 ou 14 anos –, entre homens, crianças não brancas, filhos de famílias muito numerosas e crianças que exercem trabalho remunerado.

A relação entre a renda familiar e a frequência à escola por parte dos filhos é explicada pela teoria do Capital Humano de Becker (1991; 1993), conforme já

referida. Ou seja, quanto maior é a renda da família, maior é o montante de recursos que os pais podem investir na qualidade do capital humano – no caso, gastos com educação – de seus filhos. E ainda, aumentos no nível de renda, mantendo constantes os custos do consumo presente e da educação dos filhos, permitem que a família possa escolher cestas de consumo de utilidade cada vez mais elevada, o que contribui para a acumulação de capital humano.

O efeito positivo da participação em programas sociais por parte das famílias para a frequência de seus filhos à escola, o ponto central deste trabalho, também pode ser explicado pela teoria de Becker. Os programas de assistência social elevam diretamente a renda das famílias, permitindo que possam alocar seus recursos em níveis mais altos de consumo e acumulação de capital humano. Tal observação empírica contrasta com a noção segundo a qual os gastos assistenciais fazem com que as famílias beneficiárias simplesmente aumentem seu nível de consumo sem se preocupar com a poupança e a educação dos filhos, ou mesmo que os benefícios desincentivem o trabalho dos pais, de modo que a situação dos filhos – de trabalhar para obter renda presente, em vez de frequentar a escola para investir em renda futura – não se altere.

Crianças pertencentes a famílias de chefe com mais anos de estudo apresentam níveis de frequência escolar superiores aos das demais. Os resultados do trabalho corroboraram as conclusões dos artigos de Corseuil, Santos e Foguel, (2001) e Riani e Rios-Neto (2008). Contudo, como neste trabalho o indicador de interesse foi simplesmente a frequência à escola, o valor deste parâmetro foi inferior ao dos estudos anteriores, que focalizaram aspectos referentes à qualidade da educação e ao atraso serial.

Crianças residentes em áreas urbanas apresentam níveis superiores de frequência à escola em relação às que residem em áreas rurais, devido à melhor oferta de instituições de ensino daquelas.

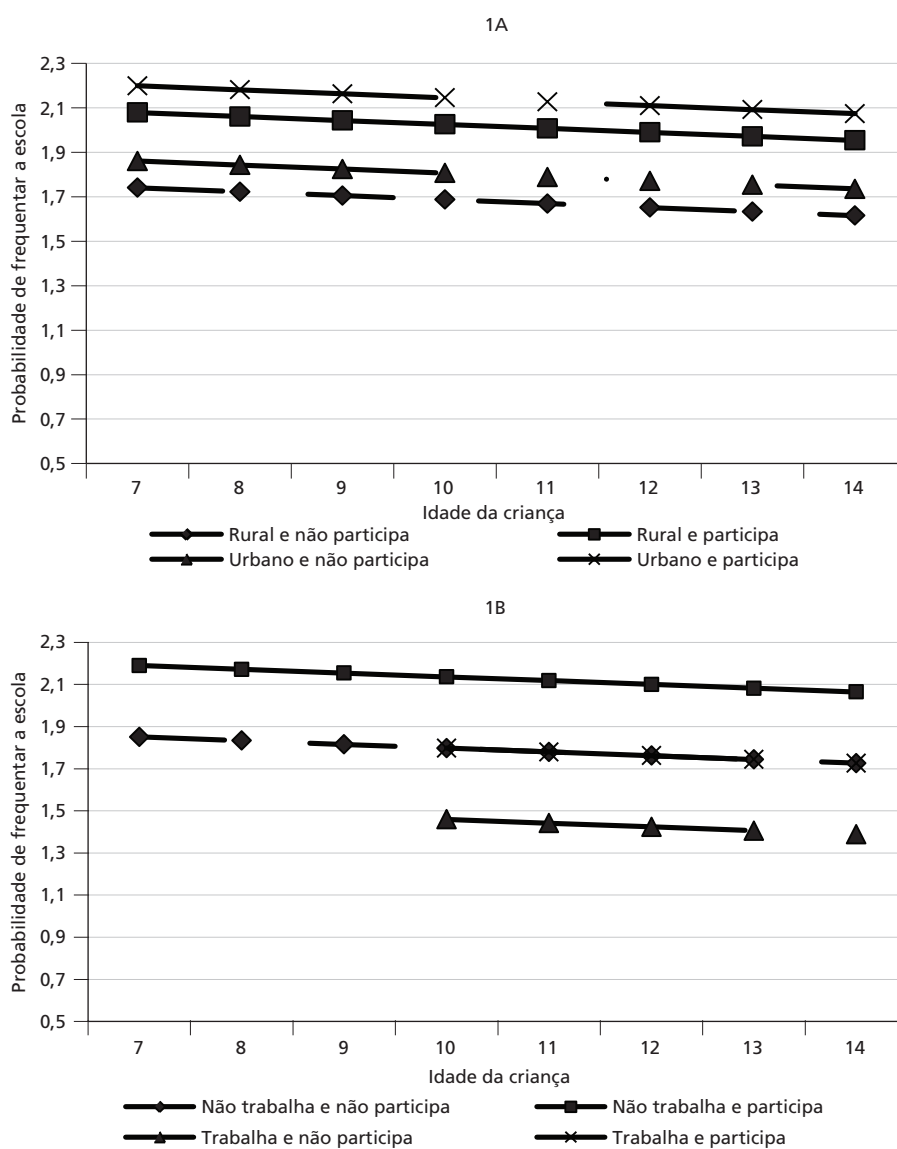
O relatório do Preal (2003) aponta como fatores que determinam os problemas de abandono à escola os relacionados à péssima oferta de estabelecimentos de ensino, não apenas a simples inexistência deles mas também a dificuldade de acesso por parte dos alunos; e também a ausência de professores. Todos estes problemas são mais comuns nas áreas rurais que nas urbanas. Além disso, há uma considerável correlação entre a residência em regiões rurais e os baixos níveis de renda familiar, com menores níveis de instrução dos pais e elevado número de pessoas integrantes.

Crianças de mais idade – na amostra, os jovens de 13 a 14 anos – têm mais probabilidade de abandonar a escola para ingressar no mercado de trabalho. Além disso, existe um fator cumulativo de abandono aos estudos, uma vez que poucas crianças que abandonaram a escola voltam a estudar no futuro. A relação inversa entre idade da criança e frequência à escola está representada nos gráficos 1 e 2, que representam simulações baseadas na probabilidade de a criança frequentar a escola,

dada sua idade, e variáveis como sexo, educação dos pais, região de residência e se trabalha. Estas simulações foram realizadas a partir dos parâmetros do modelo 1 (*probit*), pois os parâmetros estimados foram muito próximos aos dos modelos hierárquicos, e a sua computação é mais simples.

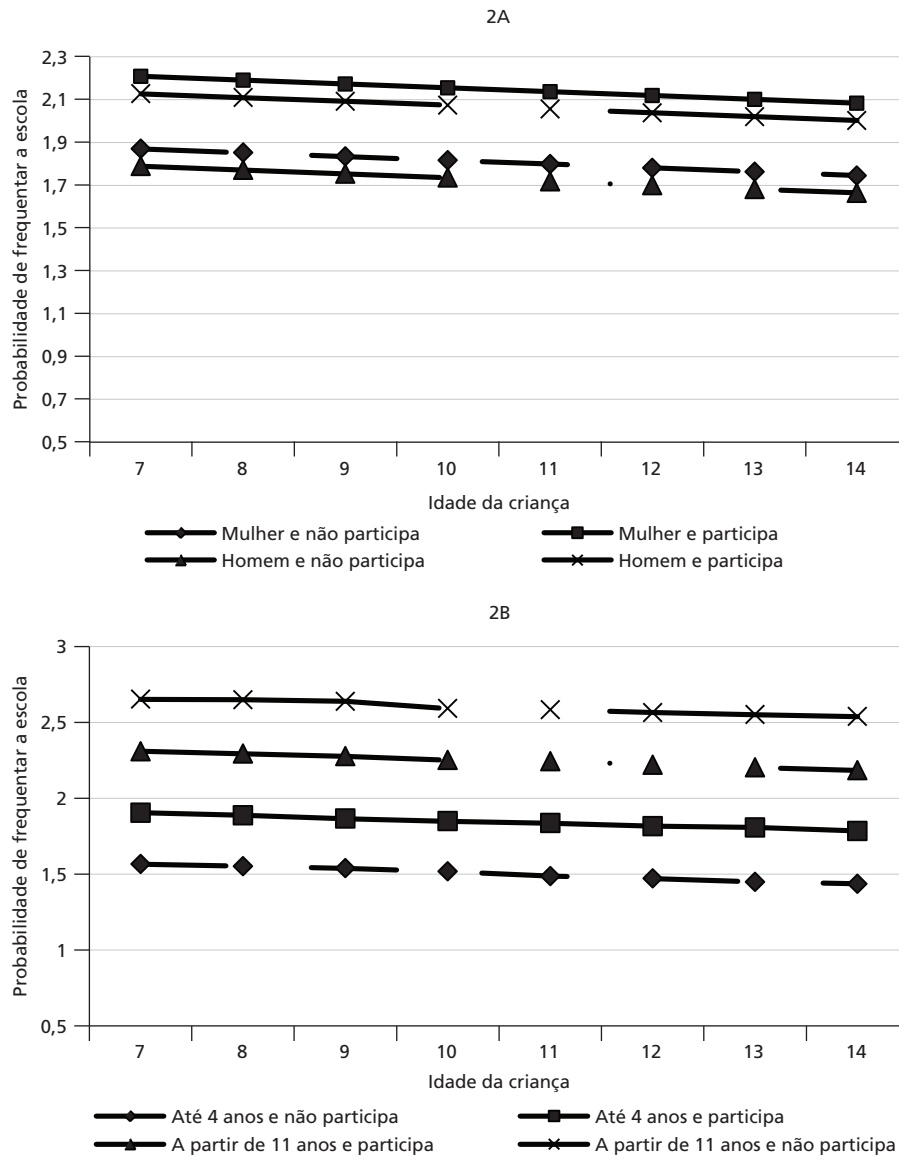
GRÁFICO 1

Impacto da localização do domicílio, do trabalho infantil e da participação em programas assistenciais sobre a probabilidade de frequentar a escola



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Impacto do sexo da criança, da educação do chefe do domicílio e da participação em programas assistenciais sobre a probabilidade de frequentar a escola



Os alunos do sexo masculino abandonam os estudos com mais frequência que as mulheres para ingressarem cedo no mercado de trabalho. E, além disso, como a amostra inclui somente jovens de até 14 anos, são menos comuns os fatores gravidez e casamento, que afetam negativamente os estudos das meninas.

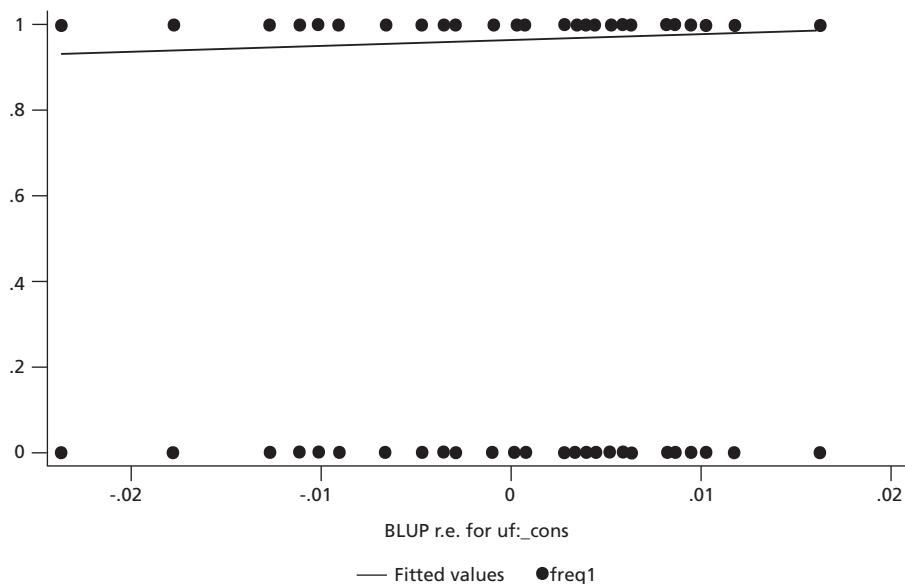
Em relação aos aspectos relacionados ao número de pessoas na família, observa-se que o impacto negativo deste fator sobre a frequência à escola é motivado, sobretudo, pela correlação negativa desta variável com a renda da família. Ou seja, as famílias mais pobres, por motivos diversos, como menor acesso a métodos anticoncepcionais, ou mesmo a necessidade de ampliar a oferta de mão de obra familiar, tendem a ter famílias mais numerosas.

Sobre a baixa significância da cor das crianças em todos os modelos estimados, pode-se relacionar este resultado ao fato de que, no Brasil, a exclusão social e a discriminação têm uma natureza mais de nível social e educacional que racial. Desse modo, os indicadores socioeconômicos de cada criança podem ser controlados, nos modelos de estimação de frequência à escola, principalmente pelo nível de renda *per capita* de sua família e pelo grau de instrução de seus pais, sendo a questão racial, na qual as famílias brancas apresentam níveis de frequência mais elevados, uma consequência da correlação entre cor do aluno, renda de sua família (25,66% para famílias brancas) e nível de instrução de seus pais (20,81% para as mesmas famílias). Outro possível fator que poderia explicar a baixa significância da cor das crianças é o efeito da frequência à escola por parte dos alunos mestiços, os quais, mesmo incluídos em igual posição dos negros na composição desta variável *dummy*, apresentam indicadores de frequência superiores aos deste grupo.

O uso de uma *dummy* que mensura o fato de a criança ser uma unidade de fonte de rendimentos para a família teve significância muito favorável para as estimações. Conforme sugerido por Schwartzman (2004), o uso desta *dummy* controlou o trabalho infantil não remunerado, que, por ter característica informal e intrafamiliar, sobretudo de ajuda aos pais na realização de tarefas domésticas ou agropecuárias na sua própria propriedade, teria um impacto menor sobre os estudos dos filhos.

Destaca-se a baixa significância das variáveis de nível 2 para a estimação dos modelos. O número de escolas por estado não afetou os indicadores de frequência das crianças, provavelmente pelo fato da quase universalização do ensino básico no país. A universalização do acesso ao ensino básico no Brasil também explica o alto nível de significância e do valor dos coeficientes para o termo de intercepto de cada modelo estudado neste artigo, como mostra o gráfico 3.

GRÁFICO 3
Diagrama de dispersão dos resíduos



Elaboração dos autores.

Nota-se, sendo a variável endógena uma *dummy*, que os resíduos concentram-se nas regiões do gráfico associadas com o valor zero e um dos eixos das ordenadas. Como se pode ver, a reta ajustada dos parâmetros do modelo é bastante elástica e corta o eixo das ordenadas em um ponto acima do 0,9. Isto significa que, independentemente das variáveis explicativas escolhidas para os modelos, o nível de frequência à escola no Brasil é muito elevado.

A baixa significância dos gastos assistenciais de nível estadual nos modelos estimados pode ser facilmente relacionada à predominante federalização dos programas sociais de transferência de renda no país.

Por fim, observa-se como o componente da variância relacionado aos efeitos de nível 2, referentes às características estaduais, é muito baixo, cerca de 0,5% da variância total, mesmo no modelo *Anova*. Sem nenhum controle por variáveis independentes, a estimação por modelos hierárquicos não se faz necessária, sendo o modelo 1, o *probit* linear, suficiente para se tirar as conclusões empíricas referentes aos problemas abordados pelo trabalho.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A principal conclusão deste estudo é o impacto positivo que a participação das famílias em programas assistenciais apresenta sobre a frequência de seus filhos à escola. Ou seja, apesar de todas as críticas que a assistência social recebe, geralmente realizadas mais sob o ponto de vista moral e político que propriamente econômico e social, as famílias beneficiadas pelos programas, de fato, utilizam parte do montante recebido para investir em capital humano, e isto pode ajudar a combater a pobreza no longo prazo, pelo efeito da escolaridade sobre a produtividade destas crianças no mercado de trabalho, no futuro.

Além disso, neste trabalho, devido à pequena parcela da variância total dos modelos, explicada pelas diferenças entre os estados da Federação, o uso de modelos lineares de um único nível torna-se mais apropriado – principalmente o modelo *probit*, pois a variável dependente é dicotômica. Isto se deve ao fato de o ensino básico no Brasil, atualmente, ser praticamente universalizado e da quase inexistência de dificuldades de acessibilidade a instituições de ensino entre as regiões geográficas.

As dificuldades de acesso às escolas podem afetar negativamente a frequência à escola de maneira comum nos âmbitos municipal e microrregional, sobretudo nas localidades mais pobres e mais distantes dos grandes centros urbanos, como identificado pelo estudo de Riani e Rios-Neto (2004), mas não na esfera estadual. Contudo, a questão de se a universalização do ensino fundamental, alcançada a partir do final da década de 1990, foi obtida primeiramente devido aos programas de transferência de renda ou às políticas específicas de oferta de escolas – principalmente pela instituição do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF) – é um tema de pesquisa futura, que vai além do propósito deste trabalho.

A baixa significância dos gastos estaduais com assistência social para explicar a frequência à escola revela o caráter federal dos gastos assistenciais no Brasil. Ou seja, ao contrário do que vem acontecendo com a política fiscal em geral, as funções assistenciais e redistributivas do Estado ainda são centralizadas no país.

Por fim, ressalta-se que a análise foi elaborada a partir de dados de 2002-2003. Reconhece-se que uma década é período consideravelmente longo para a discussão sobre impactos, efeitos e desafios dos programas sociais no Brasil. Além disso, existem outros trabalhos empíricos, como os levantados nas referências bibliográficas, que trataram de problemas semelhantes utilizando dados menos defasados. Contudo, considera-se que este problema pode ser minimizado por meio de duas formas, as quais favorecem a contribuição deste trabalho para o debate. Em primeiro lugar, os trabalhos mais recentes não encontraram mudanças significativas nas relações aqui estimadas. Em segundo lugar, ao contrário dos anteriores, este trabalho utilizou como banco de dados a POE, cuja periodicidade

é menor que a das bases mais comuns neste tipo de estudo, como a PNAD e o SAEB, e cuja riqueza de informações faz com que seja utilizada em uma diversidade cada vez maior de estudos sociais.

REFERÊNCIAS

- ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F. H.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, 2002.
- BARROS, R. P. *et al.* Determinantes do desempenho educacional do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, p. 1-42, 2001.
- BECKER, G. **A treatise on the family**. Cambridge: Harvard University Press, 1991.
- _____. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. 3rd. ed. Chicago: The University of Chicago Press, 1993.
- CAMERON, A. C.; TRIVERDI, P. K. **Microeconometrics**: methods and applications. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CÉSAR, C. C.; SOARES, J. F. Desigualdades acadêmicas induzidas pelo contexto escolar. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 18, n. 1-2, jan./dez. 2001.
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. **Decisões críticas em idades críticas**: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 797).
- DIAZ, M. D. M. Efetividade no ensino superior brasileiro: aplicação de modelos multinível à análise dos resultados do exame nacional de cursos. *In*: **Economia**, v. 8 n. 1, 2007.
- FERRÃO, M. E.; BELTRÃO, K. I.; SANTOS, D. P. Modelo de regressão multinível: aplicação ao estudo do impacto da política de não-repetência no desempenho escolar dos alunos da 4ª Série. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32 n. 3, 2002.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2004.
- HANUSHEK, E. The trade-off between child quantity and quality. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 1. 1992.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF 2002-2003**. Rio de Janeiro, 2004.
- KASSOUF, A. L. Trabalho infantil: escolaridade x emprego. **Economia – ANPEC**, v. 2, n. 2, 2001.

LAVINAS, L. **Transferências de renda: o “quase tudo” do sistema de proteção social brasileiro.** Rio de Janeiro, 2004.

PREAL – PROGRAMA DE PROMOCIÓN DE LA REFORMA EDUCATIVA EN AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE. Deserción escolar: un problema urgente que hay que abordar. **Formas & Reformas de La Educacion:** Serie Políticas, Santiago de Chile, año 5, n. 14, 2003.

QUEIROZ, B. L.; CÉSAR, C. C. Dinâmica econômica, mercado de trabalho e diferenciais de salário nos estados brasileiros. *In:* ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2000, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2000.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical Linear Models:** applications and data analysis methods. Newbury Park: Sage, 1992. (Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences, n. 1).

RESENDE, A.; OLIVEIRA, A. M. H. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos**, v. 38, p. 235-265, 2008.

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. **Impacto dos fatores familiares, escolares e comunitários na quantidade e qualidade do ensino no estado de Minas Gerais.** *In:* SEMINÁRIO SOBRE ECONOMIA MINEIRA, 11., Diamantina, 2004.

_____. Background familiar *versus* perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 25, n. 2, p. 251-269. 2008.

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

ROCHA, S. Trabalho precoce: realidade social e política pública. **Nova Economia**, v. 13, n. 2, 2003.

SCHWARTZMAN, S. Programas sociais voltados à educação no Brasil: o impacto da Bolsa-Escola. **Sinais Sociais**, ano 1, n. 1, 2004.

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

SOARES, S. Os fatores que determinam o sucesso educacional. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, 2002.

WINKLER, D.; GERSHBERG, A. I. **Os efeitos da descentralização do sistema educacional sobre a qualidade da educação na América Latina.** Santiago do Chile: PREAL, 2000. (Texto para Discussão, n. 17).