

Texto para Discussão Nº 29 – Agosto 2010

Discussion Paper No. 29 – August 2010

Efeitos da saúde na idade de entrada à escola

Danielle Carusi Machado - Faculdade de Economia e CEDE-UFF

Faculdade de Economia
Universidade Federal Fluminense
Rua Tiradentes, 17 - Ingá - Niterói - RJ

www.proac.uff.br/cede

EFEITOS DA SAÚDE NA IDADE DE ENTRADA À ESCOLA*

Danielle Carusi Machado**

Com dados da Pesquisa sobre Padrões de Vida do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PPV/IBGE) de 1996/1997, fazemos uma análise da relação entre a saúde (calculada pela medida padronizada de altura e idade) das crianças e dos adolescentes de 7 a 14 anos e o ingresso no sistema educacional fundamental para as regiões Nordeste e Sudeste. Usando o modelo *probit*, estimamos o efeito da saúde de crianças e adolescentes sobre a probabilidade de entrarem com atraso na 1ª série da escola fundamental, considerando os diferentes aspectos que interferem nessa relação, tais como as condições do local de moradia em termos de oferta educacional (tempo de deslocamento para a escola e qualidade dos recursos escolares) e da qualidade de vida, bem como as características familiares (renda familiar *per capita*, nível educacional dos pais e composição familiar). Mostramos que condições desfavoráveis de saúde influenciam negativamente sobre a probabilidade de ingresso na escola na idade correta, sobretudo de crianças mais pobres e que vivem em locais onde as escolas são mais distantes do local de moradia. Por fim, usando o modelo *probit* com instrumentos (altura do pai e da mãe), fazemos um teste de robustez dos resultados considerando a hipótese de endogeneidade da saúde.

1 INTRODUÇÃO

Apesar do aumento da inserção de crianças e adolescentes na escola nos anos 1990 no Brasil, muitos não progrediram no sistema escolar de forma contínua e adequada, ficando atrasados em termos educacionais. Esse atraso educacional, medido normalmente pela defasagem idade-série,¹ é determinado pelos seguintes problemas na trajetória escolar da criança ou do adolescente: a entrada tardia na escola, a repetência e a evasão escolar.

Neste artigo, investigamos uma dimensão específica da escolaridade: o atraso na idade de entrada na escola fundamental.² Uma criança que ingressa na escola na idade apropriada inicia sua trajetória de estudante sem defasagem idade-série. Uma política que vise ao combate das desigualdades ao longo do sistema educacional também deve abordar os aspectos que diferenciam as crianças já no início do seu

*Este artigo é uma versão revista de uma parte da tese de doutorado de Machado (2005). A autora gostaria de agradecer a Gustavo Gonzaga, Sérgio Firpo, André Portela, Eduardo Rios Neto, André Urani, Cláudio Ferraz e a dois pareceristas anônimos desta revista. Agradece também aos participantes de seminários/*workshops* no Departamento de Economia da PUC-Rio, na Faculdade de Economia de Ribeirão Preto (USP-RP), no Ipea e no Encontro Nacional da Sociedade Brasileira de Econometria. Os erros remanescentes são de sua inteira responsabilidade.

** Professora da Faculdade de Economia da UFF.

1. A criança é considerada atrasada em termos educacionais se não tem o total de anos de estudos completos compatível com a sua idade no início de cada ano letivo. Conforme a legislação educacional vigente no ano de 1996, uma criança que tenha completado sete anos de idade antes do início do ano letivo deveria entrar na 1ª série do ensino fundamental.

2. De acordo com os dados da PPV de 1996/1997, 52% das crianças e adolescentes de 7 a 14 anos do Nordeste e do Sudeste brasileiro que estavam com defasagem idade-série tinham ingressado na escola fundamental com mais de 7 anos de idade.

ciclo escolar. Quanto mais cedo ela ingressar na vida estudantil, maior a sua capacidade de absorção de conhecimentos e maiores os incentivos para o prosseguimento dos estudos. Investimentos específicos na infância, principalmente em saúde e educação, podem ser extremamente úteis para a qualidade da vida futura.³

As evidências mostram que uma criança com boa saúde e bem nutrida não tem dificuldades em entrar na escola (GLEWWE; JACOBY, 1995; ALDERMAN *et al.* 1997) e desenvolve de forma satisfatória as diversas dimensões de seu desempenho escolar (JAMISON, 1986; MOOCK; LESLIE, 1986), vindo a contribuir para o aumento da produtividade depois da vida de estudante, principalmente no mercado de trabalho.⁴ Ademais, segundo Behrman e Lavy (1994), para níveis extremamente desfavoráveis da saúde infantil, pequenas variações no sentido de melhorá-la favorecem de forma expressiva o acúmulo de aprendizado por parte da criança. Se a escola é um local onde o menor tem acesso a informações nutricionais e de higiene, à assistência médica e esportiva, o resultado na saúde pode ser positivo. A informação nutricional e a escolaridade formal tendem a constituir insumos para uma vida mais saudável (WEBB; BLOCK, 2004; GLEWWE, 1999). Dessa forma, a frequência à escola poderia, por si só, contribuir para uma melhora nos indicadores de saúde. Quanto mais tempo um indivíduo permanecer na escola, melhor será o seu estado de saúde (BERGER; LEIGH, 1989).

Há uma parte da literatura que investiga as interligações existentes entre indivíduos mais escolarizados e mais saudáveis. Os efeitos da educação podem ser diretos, via melhor eficiência na produção e na alocação de recursos para a saúde (GROSSMAN, 1972)⁵ ou, simplesmente porque indivíduos mais escolarizados também são mais sadios, devido a fatores genéticos ou porque têm preferências em investir mais no seu capital humano (BERGER; LEIGH, 1989; AHLBURG, 1998).

Na literatura brasileira, saúde e educação são quase sempre analisadas como tópicos distintos, segundo Gomes-Neto *et al.* (1997). A maioria das pesquisas na área de saúde investiga as crianças em idade pré-escolar (ALVES; BELLUZZO, 2004; KASSOUF, 1994) ou os adultos que não são mais estudantes. Poucos artigos na área de educação examinam o impacto da saúde da criança no seu desempenho como estudante.

3. De acordo com Heckman (2005), os retornos do investimento nas crianças no início do ciclo de vida são bem mais elevados do que em períodos posteriores. As habilidades das crianças são moldadas principalmente nessa fase inicial, e são importantes preditoras do sucesso econômico das crianças quando adultas.

4. Thomas e Strauss (1998) apontam a existência de estudos comprovando a relação positiva entre saúde e renda. De acordo com esses autores, existe uma forte associação entre altura e salários no Brasil. Usando os dados do Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef/IBGE) de 1974-1975 encontram que o aumento de 1% da altura está associado a uma elevação de quase 8% do salário dos homens.

5. Segundo esse autor, a saúde é um estoque de capital que produz o tempo de sobrevivência saudável de um indivíduo. As pessoas herdam esse estoque de capital inicial de saúde que é depreciado ao longo do tempo ou aumentado com alguns investimentos, como cuidado médico etc. A taxa de depreciação desse estoque de capital aumenta no decorrer do ciclo de vida, sendo reduzida com o aumento da escolaridade se pessoas mais educadas são mais eficientes na produção de saúde.

No Brasil, o ingresso na escola na idade correta, principalmente em regiões rurais e no Nordeste, onde o estado nutricional das crianças é mais precário, pode ser influenciado de alguma forma pelas condições de saúde no início da infância. Neste artigo, pesquisamos a relação existente entre o atraso na idade de entrada na escola fundamental e a saúde (medida pelo *z-score* altura-idade) das crianças e dos adolescentes moradores das regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, considerando aspectos que influenciam essa relação, tais como: as características da família na qual a criança está inserida (número de irmãos e irmãs, renda familiar *per capita*, nível educacional dos pais) e as condições de moradia, principalmente em termos de oferta educacional (tempo médio de deslocamento para a escola e qualidade dos recursos escolares).

Usamos a Pesquisa sobre Padrões de Vida do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PPV/IBGE) feita no biênio 1996/1997 para uma amostra de domicílios dessas duas regiões (Nordeste e Sudeste). Através dessa pesquisa, podemos obter todas as informações sobre educação, família, características do domicílio e dados antropométricos de todos os residentes.

Organizamos o artigo da seguinte forma: na seção 2, fazemos uma breve resenha sobre os principais artigos produzidos na área, descrevendo particularmente as relações entre saúde e educação; na seção 3, estabelecemos algumas evidências empíricas sobre as características de saúde e educação das crianças e dos adolescentes; na seção 4, apresentamos a estratégia econométrica; na seção 5, os resultados; e na seção 6, uma análise de robustez dos resultados encontrados. Na seção 7, traçamos as considerações finais.

2 RESENHA DA LITERATURA

Existe uma variedade de artigos mostrando as inter-relações entre a demanda educacional, o trabalho infantil e a pobreza nos países em desenvolvimento, especificamente no Brasil. Os resultados mostram sistematicamente que o acúmulo de capital humano é prejudicado pela incidência do trabalho infantil e pela escassez de recursos familiares (PSACHAROPOULOS; ARRAIGADA, 1989; EMERSON; SOUZA, 2002, 2004; BARROS; MENDONÇA; VELAZCO, 1996; COURALET, 2002).

Na literatura sobre demanda educacional, que não enfatiza a relação com aspectos ligados às condições de saúde, são abordados os determinantes da quantidade e da qualidade da educação: *a*) se o público em idade escolar está ou não matriculado na escola; *b*) a quantidade média de anos de estudo atingidos pela população e a distribuição da população em termos de nível educacional;⁶ *c*) os fatores que explicam a evasão escolar ou a progressão ao longo do sistema educacional; e

6. Nesse caso, enfatiza-se que a média de escolaridade de uma população não descreve plenamente as suas características educacionais se há uma grande desigualdade na distribuição educacional, ou seja, uma pequena parte da população atinge elevados níveis educacionais enquanto uma parcela mais expressiva possui pouca escolaridade.

d) a proficiência no aprendizado, mensurada pelo Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb) por meio de exames padronizados (Albernaz; Ferreira; Franco, 2002, é um exemplo).

Na literatura internacional, no caso específico da idade de entrada na escola e do prosseguimento dos estudos, alguns autores chamam a atenção para a existência de restrições de liquidez associadas às condições de pobreza da família, como em Jacoby (1994), ou para a falta de recursos escolares (escolas distantes, dificuldades em encontrar vagas etc.). Uma vertente discute se o atraso no ingresso à escola está associado aos *trade-offs* existentes entre o trabalho infantil e o investimento em capital humano (um exemplo é DE VREYER; LAMBERT; MAGNAC, 1999; e, para o caso brasileiro, KASSOUF, 2001).

Outra linha examina se o desenvolvimento da capacidade física, ou melhor, o estado de saúde da criança, sendo precário, prejudica o começo da trajetória de estudante. Alderman *et al.* (1997) e Glewwe e Jacoby (1995) analisam as relações entre ingresso na escola e saúde para Paquistão e Gana, respectivamente.

Alderman *et al.* (1997) estimam o impacto da saúde na frequência escolar das crianças com sete anos de idade na área rural do Paquistão, usando uma base de dados longitudinal com 800 domicílios. Esses autores utilizam duas variáveis para mensurar o estado de saúde das crianças: um indicador de altura corrigido pela idade e padronizado pelo método *z-score*⁷ e a prevalência de diarreias entre as crianças nas últimas três semanas antes da realização da pesquisa.

Usando um método de estimação que considera a saúde não como uma variável predeterminada, e adotando como instrumento choques de preços de medicamentos no período pré-escolar, estimam a situação de saúde das crianças antes da entrada no sistema escolar. Como possuem dados longitudinais, podem calcular o efeito da saúde no momento em que os pais das crianças decidem se elas devem entrar ou não na escola (no caso, quando têm sete anos de idade). Segundo os autores, uma política cujo objetivo é melhorar a saúde das crianças tem um impacto forte e positivo na frequência escolar, principalmente de meninas.

Glewwe e Jacoby (1995), usando dados da PPV de Gana, estimam o impacto do estado de saúde (medido pela altura padronizada pela idade) das crianças e dos adolescentes de 6 a 15 anos de idade no ingresso tardio na escola primária. Segundo eles, o atraso das crianças e dos adolescentes no ingresso à escola pode ser explicado por deficiências na nutrição no início da infância. Esse resultado reflete o fato de que crianças e adolescentes com uma alimentação menos adequada possuem maiores problemas de saúde quando adultos. Considerando que a renda futura das crianças depende do grau de instrução e da saúde, argumentos do seu

7. Ver explicação desse método na próxima seção.

capital humano, os retornos à escolaridade no mercado de trabalho de crianças menos saudias são inferiores aos de crianças mais saudáveis. Como a decisão dos pais em inserir os filhos na escola baseia-se no cálculo dos custos e benefícios ao longo da vida, para uma criança com melhor estado de saúde, os retornos esperados do investimento em capital humano no futuro são maiores.

Outros dois autores, Behrman e Lavy (1994), estão particularmente interessados na estimação do efeito da saúde na função de produção da proficiência da criança. Descrevem diferentes fatores não observados da família, do local de moradia e das crianças que podem afetar a proficiência e a saúde de forma simultânea. Por exemplo, pais que inserem cedo seus filhos na escola também se preocupam mais com a sua saúde. Nesse caso, o fato de a saúde afetar o atraso no ingresso refletiria a correlação existente entre esses fatores não observados que afetam as decisões dos pais tanto com relação à saúde quanto à escolaridade.

No Brasil, a pesquisa empírica na área de economia da saúde, segundo Andrade e Lisboa (2001), se encontra em estágio inicial. No tocante à educação, a principal abordagem é o impacto da escolaridade sobre a saúde individual de crianças (ALVES; BELLUZZO, 2004; KASSOUF, 1994; THOMAS; STRAUSS; HENRIQUES, 1991).

Alves e Belluzzo (2004) e Kassouf (1994) estimam a equação reduzida da demanda por saúde usando diferentes medidas antropométricas (razão entre peso e altura, entre peso e idade e entre altura e idade) como *proxy* da saúde dos indivíduos.

Kassouf (1994) investiga os fatores que afetam o estado de saúde de crianças recém-nascidas e na pré-escola, enfatizando a influência da crescente participação das mães no mercado de trabalho. Utiliza a estatística altura padronizada pela idade como reflexo do estado de saúde da criança e estima, usando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o impacto de algumas características familiares sobre esse indicador. Encontra que o nível de escolaridade dos pais afeta positivamente a saúde da criança e, ao contrário do esperado, que um maior salário dos pais tem efeito negativo. Para a autora, esse resultado pode ser explicado pelo custo de oportunidade de dedicação aos filhos. Ou seja, à medida que aumenta o salário, o custo relativo dos bens que requerem uso mais intensivo do tempo (como cuidar das crianças) se eleva, resultando na substituição por bens menos intensivos em tempo.

Alves e Belluzzo (2004) estimam a equação de demanda por saúde para as crianças entre 0 e 12 anos de idade através do método MQO. Alternam o uso dos três indicadores antropométricos, já citados, como variáveis dependentes. Seus resultados mostram que: *a*) crianças que vivem em domicílios com melhor infraestrutura têm condições mais satisfatórias de saúde; *b*) a pobreza familiar influencia negativamente os indicadores peso e altura da criança; *c*) os indicadores nutricionais dos pais explicam de forma significativa as variações nos resultados de saúde das

crianças; e *d*) a escolaridade materna tem um forte efeito positivo sobre a saúde das crianças – o que é mostrado também em Kassouf (1994).

Este último resultado também é encontrado por Thomas, Strauss e Henriques (1991): o grau de instrução adquirido pelas mães – de áreas urbanas e rurais do Nordeste do Brasil – afeta significativamente o estado de saúde das crianças, particularmente a sua altura. Os mecanismos enfatizados por esses últimos autores, pelos quais a educação das mães afeta a saúde das crianças, são: o acesso à informação e as complementaridades existentes com a infra-estrutura da comunidade onde a família vive. A relação entre escolaridade e saúde investigada por eles se associa principalmente ao fato de a instrução dos pais ser um insumo importante para a produção de saúde das crianças.

No Brasil, apenas Gomes-Neto *et al.* (1997) investigam as complementaridades entre saúde e o nível de escolaridade atingido e a proficiência cognitiva de crianças. Usando um banco de dados longitudinais dos estudantes do ensino primário dos estados de Piauí, Ceará e Pernambuco, chegam aos seguintes resultados: *a*) crianças com problemas de visão têm maior probabilidade de se evadir da escola; e *b*) variações no *status* nutricional têm um papel importante em explicar as diferenças de proficiência cognitiva entre as crianças, mas não o grau de escolaridade final. O principal problema, conforme ressaltado pelos autores nas conclusões do artigo, é que os resultados encontrados não podem ser generalizados, pois são gerados a partir de uma pequena amostra de estudantes provenientes de áreas particularmente pobres.

Nosso interesse é investigar a relação existente entre a saúde da criança e do adolescente e o seu ingresso na escola, complementando uma parte da literatura brasileira que enfatiza principalmente estudos sobre a demanda educacional e outra parte, que aborda as características das condições de saúde do público infanto-juvenil. Como acreditamos que existem várias interações entre investimento na saúde e na educação, particularmente no caso das crianças e dos adolescentes que ainda estão em idade escolar, neste artigo nos propomos a estudar o efeito da saúde sob um aspecto que determina o atraso educacional das crianças/adolescentes, que é o ingresso na escola em idade considerada legalmente inadequada.⁸ Se uma criança ou um adolescente não atingiu a capacidade física adequada para aproveitar o seu período de permanência na escola, o seu ingresso no sistema educacional poderia envolver maiores custos para os pais do que se ela tivesse uma melhor constituição física. Esses custos poderiam ser tanto monetários quanto de oportunidades. Por exemplo, um pai que pudesse dedicar uma parte do seu tempo de trabalho para levar o filho à escola ou que tivesse de pagar a um acompanhante. Além disso, se a

8. De acordo com a base de dados utilizada, com referência em 1996, a idade legalmente correta para ingressar na 1ª série do ensino fundamental era sete anos.

criança ou o adolescente tivesse muitas faltas decorrentes de problemas de saúde, o seu desempenho na escola poderia ser comprometido, reduzindo o retorno do ensino.

As evidências indicam que a capacidade física de uma criança é importante para o acúmulo de capital humano, ou seja, como diversos autores na literatura de saúde enfatizam, mais saúde implica uma melhor performance escolar (JAMISON, 1986; MOOCK; LESLIE, 1986) e, possivelmente, menores custos ao longo da vida escolar. Nesse caso, não é apenas o retorno esperado da escolaridade que afeta a decisão dos pais em inserir os filhos mais cedo ou mais tarde na escola, são também os custos envolvidos nessa decisão. Pais que se defrontam com maiores restrições de liquidez podem ter os problemas para inserir seus filhos na escola ampliados se estes têm piores condições de saúde.

3 ANÁLISE DESCRITIVA

3.1 A base de dados utilizada

Utilizamos a PPV realizada no biênio 1996/1997 pelo IBGE em parceria com o Banco Mundial. O seu desenho amostral⁹ segue o procedimento usual das demais pesquisas domiciliares feitas pelo IBGE.

Essa pesquisa foi feita apenas nas regiões Nordeste e Sudeste, considerando dez estratos geográficos: as regiões metropolitanas (RMs) de Fortaleza, Recife e Salvador, o restante da área urbana e rural do Nordeste, as RMs de Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo, e o restante da área urbana e rural do Sudeste. A amostra total dessa pesquisa é composta de 19.409 pessoas em 4.940 domicílios. Restringimos nosso universo¹⁰ analisando 3.087 pessoas de 7 a 14 anos de idade.¹¹

A vantagem da utilização dessa base de dados está na disponibilidade de informações sobre a educação e a família bem como dos dados antropométricos de todos os residentes de um domicílio. Podem ser construídos indicadores sobre as condições de vida e de renda dos pais, dentre outros, capazes de também influenciar a escolaridade e a saúde das crianças e dos adolescentes.

As variáveis escolhidas para a análise seguem a literatura empírica na área de educação e saúde. Vários autores utilizam em suas estimações variáveis relacionadas às características da própria pessoa, tais como idade, sexo e cor/raça. Por exemplo,

9. Foi feito em dois estágios de seleção, com estratificação das unidades primárias e seleção proporcional a uma medida de tamanho. A seleção das unidades de segundo estágio foi realizada de forma aleatória. A unidade primária é o setor da base geográfica do Censo Demográfico de 1991 e a unidade de segundo estágio é o domicílio.

10. É importante destacar que no processo de estimação perdemos algumas observações de crianças que não tinham os valores de peso ou altura registrados. Ver, na tabela do anexo, a distribuição geográfica dos dados da amostra.

11. A idade foi padronizada para o dia 1º de março.

Psacharopoulos e Arraigada (1989) e Emerson e Souza (2000, 2004) utilizam a idade e o sexo da criança, bem como outras características relacionadas às condições de vida das famílias, como nível educacional e ocupação dos pais, composição das famílias e renda familiar *per capita* (ver BARROS; MENDONÇA; VELAZCO, 1996; THOMAS; STRAUSS; HENRIQUES, 1991; JACOBY, 1994; GLEWWE, 1999; COURALET, 2002, que também utiliza o nível educacional dos avós).

Fatores que afetam as condições de moradia, tais como a região, a presença de esgoto e de água filtrada, também são normalmente incluídos na análise (PSACHAROPOULOS; ARRAIGADA, 1989; ALDERMAN *et al.* 1997; ALVES; BELLUZZO, 2004; BEHRMAN; LAVY, 1994, entre outros). Outros aspectos relacionados ao local de habitação referem-se à oferta de escolas ou características que servem de *proxy* para a qualidade destas, tais como a distância entre a casa e a escola (DE VREYER; LAMBERT; MAGNAC, 1999; GLEWWE; JACOBY, 1993), a presença de recursos escolares como biblioteca, livros, carteiras individuais e a experiência do corpo docente (GLEWWE; JACOBY, 1993).

Os indicadores e variáveis usados para descrever as características das crianças e de suas condições de vida seguem o que normalmente se encontra na literatura empírica e em conformidade com a base de dados utilizada.

As variáveis são as seguintes:

Características individuais da criança

- a) variável binária para sexo, com valor 1 para meninos;
- b) variável categórica igual a 1 quando a criança se autodeclara de cor/raça¹² preta e 0 para todas as demais opções (branca, mulata, amarela ou indígena);
- c) idade da criança normalizada para o dia 1º de março de 1996.

Características da família

- a) logaritmo da renda total familiar *per capita* (*log* da renda familiar *per capita*), a partir da informação de todas as fontes de renda de todos os indivíduos da família;
- b) indicador de escolaridade do pai e da mãe: valor 0 quando não são escolarizados, 1 quando não completaram o ensino primário, 2 quando completaram a 4ª série, 3 quando têm entre cinco e sete anos de estudos, ou seja, não finalizaram a 8ª série, 4 quando terminaram o primeiro grau e 5 quando fizeram pelo menos alguma série do segundo grau;
- c) número de irmãos ou irmãs mais velhos e mais novos;

12. A pergunta do questionário da PPV utiliza os dois termos: cor ou raça.

d) logaritmo da altura do pai e da mãe (em metros).¹³

Características do domicílio de moradia

- a) variável indicando que o domicílio situa-se na área rural ou urbana;
- b) variável indicando a região de localização do domicílio: Nordeste ou Sudeste;
- c) proporção de crianças e adolescentes entre 7 e 14 anos no estrato geográfico do domicílio com pelo menos uma carteira individual de estudo no estabelecimento de ensino: a partir da pergunta: “Dispõe de carteira individual no estabelecimento de ensino que frequenta? Sim; Não”. Para a análise econométrica, construímos uma variável categórica igual a 1 para todos os estratos geográficos onde essa porcentagem era superior a 90%;
- d) tempo médio de viagem (em minutos) da casa para a escola a partir da pergunta: “Quanto tempo gasta para ir ao estabelecimento de ensino?” Para as que não frequentavam a escola inserimos o tempo médio das que moravam no mesmo estrato geográfico e iam à escola;
- e) indicador médio de bens escolares: a partir da soma dos códigos da pergunta: “O estabelecimento de ensino possui para uso do aluno: livro para consulta (1 ponto), texto para consulta (2 pontos), vídeo (4 pontos), televisão (8 pontos), microcomputador (16 pontos), laboratório (32 pontos), outros equipamentos (64 pontos), nenhum deles (0 ponto)?” Quanto maior o indicador, mais a escola é provida de bens que atendem ao aluno. Para as crianças e os adolescentes que não frequentavam a escola, fizemos procedimento similar ao item anterior.

Na tabela 1 pode-se ver que 24,6% das crianças e dos adolescentes de 7 a 14 anos de idade da nossa amostra não entraram na 1ª série do ensino fundamental na idade considerada legalmente correta no ano de 1996 (7 anos de idade). A idade média das crianças/adolescentes da nossa amostra é de 10,6 anos. Nessa amostra, 52% são meninos e 4,5% são de cor preta.¹⁴

Com relação às características familiares, observamos que a renda familiar *per capita* no mês de referência da pesquisa foi de R\$ 233,85, sendo mais alta, conforme esperado, no Sudeste e menor no Nordeste – R\$ 308,08 e R\$ 143,69, respectivamente. Em média, as crianças têm uma irmã ou irmão mais velho e uma irmã ou irmão mais novo.

13. Quando não existia a informação para um deles, imputávamos diretamente a altura que era informada, seja do pai ou da mãe.

14. Descreveremos detalhadamente as variáveis relativas às condições de saúde, z-score da razão altura-idade e índice de massa corporal (IMC), na subseção 3.3.

TABELA 1
**Estatísticas descritivas dos principais indicadores da amostra:
 crianças e adolescentes de 7 a 14 anos**

Variáveis	Média	dp	Mínimo	Máximo
Criança não entrou na escola com 7 anos de idade	0,246	0,431	0	1
Ser menino	0,522	0,500	0	1
Idade	10,587	2,269	7	14
Ter cor negra	0,045	0,206	0	1
z-score da razão entre altura e idade	-0,418	1,487	-7,980	5,370
Índice de massa corporal	17,899	3,445	9,131	43,042
Renda familiar <i>per capita</i>	233,85	523,10	0,00	13.164
Log da renda familiar <i>per capita</i>	4,320	1,757	0,000	9,485
Total de irmãos/irmãs mais novos	1,221	1,302	0	8
Total de irmãos/irmãs mais velhos	1,244	1,289	0	9
Indicador médio de educação do pai	2,148	1,841	0	5
Indicador médio de educação da mãe	2,261	1,768	0	5
Log da altura do pai (em metros)	0,502	0,057	0,141	0,683
Log da altura da mãe (em metros)	0,455	0,047	0,053	0,602
Domicílio localizado no Nordeste	0,452	0,498	0	1
Domicílio localizado na área rural	0,263	0,441	0	1
Domicílio tem água filtrada	0,572	0,495	0	1
Domicílio tem esgoto sanitário	0,464	0,499	0	1
Variável indicando que mais de 90% das crianças no estrato geográfico têm carteira individual	0,810	0,392	0	1
Tempo médio de ida para a escola	14,611	18,504	1	362
Indicador de bens escolares	18,715	29,062	0	127

Fonte: PPV/IBGE de 1996/1997.

Obs.: A amostra total é formada por 3.087 crianças.

dp = desvio-padrão.

O nível educacional dos pais é baixo, como pode ser visto na tabela 1, o indicador médio é de 2,15 para os pais e 2,26 para as mães. Esse indicador varia de 0 a 5; quanto mais alto o indicador maior o nível de escolaridade atingido. Em termos de distribuição pelos níveis de escolaridade, 60% das crianças e dos adolescentes da nossa amostra têm pais que somente completaram o ensino primário (quatro anos de estudos).

No tocante às características dos domicílios, verificamos que 45,2% das crianças e dos adolescentes da nossa amostra moram no Nordeste, 26,3% deles na área rural. Cerca de 57% e 46% moram em domicílios com água filtrada e com esgoto sanitário, respectivamente.

Em termos das características da oferta educacional, 81% das crianças e adolescentes moram em áreas geográficas onde 90% das escolas possuem carteira individual. O tempo médio de ida à escola para as pessoas da nossa amostra foi de 15 minutos.¹⁵

15. Destacamos que, para as crianças e adolescentes que não freqüentavam a escola, foi imputado o valor médio do tempo de deslocamento daquelas que moravam na mesma área geográfica e que freqüentavam escola.

3.2 O indicador de educação

Para analisar a educação das crianças e dos adolescentes construímos o indicador de defasagem no ingresso, ou seja, a diferença entre a idade que a criança tinha quando iniciou o ensino fundamental¹⁶ e a idade legalmente correta (sete anos de idade no início do ano letivo).¹⁷ Para os que nunca iniciaram o ensino fundamental, a defasagem no ingresso será igual à diferença entre a sua idade e os sete anos, ou seja, essas crianças e esses adolescentes deveriam estar freqüentando a escola.

Na tabela 2, apresentamos a proporção de crianças e adolescentes na amostra por ano de atraso no ingresso à escola. Cerca de 75,4% deles entram na idade correta ou antes dos sete anos de idade no sistema educacional, enquanto 11,5% têm pelo menos um ano de atraso, 5,1% têm dois anos de atraso e 8,1% têm três anos ou mais de atraso no ingresso à escola.

TABELA 2
Proporção de crianças e adolescentes de 7 a 14 anos por anos de atraso no ingresso à escola
(Em %)

Sem atraso	75,4
Atraso de 1 ano	11,5
Atraso de 2 anos	5,1
Atraso de pelo menos 3 anos	8,1

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de 1996/1997.

3.3 O indicador de saúde

Existe uma ampla discussão sobre quais medidas são mais adequadas para descrever a condição de saúde de uma pessoa. Segundo Thomas e Strauss (1998), “enquanto há um quase consenso na literatura de capital humano de que o número de anos de estudo completos é um bom indicador para o nível de escolaridade atingido, não ocorre o mesmo quando o foco é a saúde, principalmente devido ao seu caráter multidimensional”.

Existem medidas que refletem aspectos correntes do estado de saúde, como o IMC,¹⁸ e outras que caracterizam as percepções individuais acerca dessas condições, como a avaliação subjetiva.

16. Na PPV/IBGE, existe um bloco de questões sobre o histórico escolar dos indivíduos no qual consta uma pergunta sobre a idade exata em que iniciaram a 1ª série do ensino fundamental.

17. A legislação brasileira em 1996 obrigava os pais a colocarem os filhos de 7 a 14 anos na escola fundamental. Uma criança que seguisse o fluxo educacional tradicional, quando completasse 15 anos de idade, teria finalizado os oito anos de estudo do ensino fundamental. A idade da criança declarada na PPV foi normalizada para o dia 1º de março.

18. Outro índice bastante utilizado para mensurar efeitos de curto prazo da nutrição é a razão peso por altura (P/A).

De acordo com Idler e Benyamini (1997), Van Doorslaer e Gerdtham (2003) e Deaton (2003), a avaliação subjetiva da saúde pode constituir um bom preditor para a mortalidade. No caso das crianças, especificamente, pode ser uma aproximação razoável da situação corrente de sua saúde, de como ela está se sentindo. Essa medida é extremamente simples, contudo, deve, segundo Thomas e Strauss (1998), ser usada com cautela, pois reflete principalmente percepções da saúde relacionadas aos valores, à informação e ao *status* socioeconômico, gerando erros de medida sistemáticos.

O IMC é calculado pela fórmula: peso (em quilogramas) dividido pelo quadrado da altura (em metros). O IMC, apesar de também ser influenciado por aspectos de longo prazo da dieta nutricional da criança, é o indicador antropométrico que mais reflete as condições de saúde de curto prazo. Para valores baixos, as crianças são classificadas como magras, fracas e com desnutrição aguda. Isso pode ser resultado de nutrição inadequada ou de ocorrência de doenças no período que antecedeu à pesquisa (ver IBGE, 1997; OMS, 2005). Crianças que têm elevada massa corporal em relação à sua altura estão sujeitas à obesidade. De acordo com Abrantes, Lamounier e Colosimo (2003), “o uso desse índice na avaliação nutricional de adultos é praticamente consensual. Os limites inferior e superior do índice de massa corporal (IMC) de adultos¹⁹ que delimitam os padrões normais de nutrição são construídos com base em critérios que correlacionam uma maior mortalidade às pessoas que estão fora deste intervalo”.

Para crianças e adolescentes, seu uso para monitoramento ambulatorial da obesidade não é apropriado (ver ANJOS; VEIGA; CASTRO, 1998), pois faltam elementos capazes de comprovar que o aumento do IMC nessa fase de crescimento resultaria em maior risco de mortalidade. Não há um consenso na literatura sobre o limite a ser considerado como padrão. Dependerá do sexo, da idade, da cultura do país – hábitos alimentares, sedentarismo etc.

Outro indicador bastante utilizado é a razão entre a altura e a idade que mede o crescimento linear de uma pessoa e reflete alterações cumulativas de longo prazo na sua situação nutricional e, conseqüentemente, na sua saúde e capacidade física. De acordo com Glewwe e Jacoby (1995), esse índice, apesar de ser determinado em parte por fatores genéticos, é largamente usado para delimitar quadros de má nutrição crônica e raquitismo.²⁰ Outros autores como Behrman e Lavy (1994) e Alderman *et al.* (1997) também o utilizam e sempre enfatizam sua natureza de longo prazo. Jamison (1986) mostra que a razão altura-idade tem uma forte correlação com o progresso educacional da criança.

19. Os limites usados normalmente ficam entre 18 e 30.

20. Segundo Pessanha (2002) “A insuficiência alimentar implica não somente a carência de macronutrientes – energia, proteína, carboidratos, gordura etc. – como também de micronutrientes – vitaminas e minerais – indispensáveis às funções vitais do organismo humano. A subnutrição pode se manifestar de forma parcial e persistente no tempo, levando à desnutrição, ou na forma aguda de absoluta escassez de alimentos, gerando a inanição.”

O ideal seria que tivéssemos esse indicador no exato momento em que as crianças atingissem os sete anos de idade ou, melhor, no início do ano letivo em que são obrigadas a entrar na escola fundamental. Entretanto, a PPV/IBGE não é uma pesquisa longitudinal, todas as suas informações referem-se a um ponto no tempo.²¹ Aproveitando o caráter de longo prazo da razão entre altura e idade, os autores citados a utilizam como reflexo das condições nutricionais e da capacidade física da criança no início da infância. Seguimos essa tendência e consideramos que essa medida constitui uma boa *proxy* para a capacidade física das crianças e dos adolescentes quando tinham sete anos de idade.

Crianças e adolescentes, cuja razão entre altura e idade está dois desvios-padrão abaixo da mediana da população de referência, são considerados de pequena estatura para sua idade, de baixo peso constitucional e com desnutrição crônica,²² possuindo o denominado “nanismo nutricional”. Os que estão três desvios-padrão abaixo da mediana estão em situação mais grave e são classificados como hipodesenvolvidos, padecendo possivelmente de diversas doenças crônicas e tendo uma dieta alimentar inadequada há muito tempo, segundo o IBGE (1997).

Com base nas recomendações da Associação Mundial de Economia da Saúde (World Health Economic Association) e da Organização Mundial da Saúde (OMS, 2005), normalizamos essa razão usando o método *z-score*, seguindo a literatura na área de economia da saúde. Calculamos o desvio da razão entre altura e idade (*A/I*) da criança *i* em relação à mediana da razão entre a altura e a idade de uma população saudável de crianças americanas da mesma idade e do mesmo sexo,²³ conforme a equação (1):²⁴

$$z\text{-score } A/I_i = \frac{vo_i - \text{mediana}}{dp} \quad (1)$$

onde:

vo_i é o valor observado da razão entre altura e idade da criança *i* da amostra;

21. Peso e altura são investigados na primeira ou na segunda entrevista ao domicílio. As medições são feitas com base em uma escala preestabelecida, segundo o IBGE (1997).

22. Segundo a OMS (2005), a má nutrição de uma criança geralmente é acompanhada de uma série de doenças, causadas pela falta de diferentes tipos de nutrientes, como, por exemplo, proteínas, vitamina A e ferro. Existe um desequilíbrio entre a oferta de proteínas e energia e a demanda do corpo da criança por esses fatores para seu apropriado funcionamento e crescimento.

23. A população internacional de referência foi definida pelo Centro Nacional de Estatísticas de Saúde dos Estados Unidos – National Center for Health Statistics (NCHS) – e pelo Centro de Controle de Doenças da Organização Mundial de Saúde – Center for Disease Control (CDC/WHO). Segundo o IBGE (1997), “o uso dessa população de referência baseia-se no fato de que crianças bem nutridas de qualquer grupo populacional seguem um padrão de crescimento muito similar. Essa população de referência serve como base de comparação, facilitando as análises das diferenças antropométricas nos subgrupos de uma população e das mudanças nutricionais ao longo do tempo”.

24. Para realizar esses cálculos, seguimos as etapas sugeridas em OMS (2005). Usamos o *software* Epi-Info, distribuído gratuitamente na página da internet da OMS. Esse programa contém um módulo específico (NutStat) com informações sobre a população de referência: razão altura por idade, IMC por idade, razão peso por idade, razão peso por altura, dentre outros índices antropométricos.

mediana é o valor mediano da razão entre altura e idade da população de referência; e

dp é o desvio-padrão dessa razão para a população de referência.

3.4 Análise descritiva

Nesta subseção, traçamos o perfil das crianças e dos adolescentes da amostra da PPV/IBGE em termos do indicador padronizado da altura e suas correlações com a escolaridade, particularmente no que tange à idade de entrada na escola.

Como pode ser visto na tabela 3, aproximadamente 8% do total de pessoas da amostra entre 7 e 14 anos podiam ser classificados como tendo desnutrição crônica, conforme definições já apresentadas na subseção anterior. Esse fenômeno era mais grave na região Nordeste (11,4%) e na área rural (13,8%). O hipodesenvolvimento atingia cerca de 4% das pessoas nessa faixa etária.

TABELA 3

Proporção de crianças e adolescentes de 7 a 14 anos com desnutrição crônica e hipodesenvolvidas, segundo a razão altura-idade

	Total	Nordeste	Sudeste	Rural	Urbano
% abaixo de $-2dp$ e acima de $-3dp$	8,1	11,4	5,4	13,8	6,1
% abaixo de $-3dp$	3,7	3,0	4,3	4,1	3,6

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de 1996/1997.

dp = desvio-padrão.

Os gráficos 1 e 2 mostram que as crianças/adolescentes de 7 a 14 anos pesquisadas pela PPV/IBGE têm estatura inferior às da mesma idade e sexo consideradas saudáveis, segundo os padrões da OMS (2005). Os *z-scores* da altura são sempre negativos, com exceção das crianças de 8 anos de idade moradoras do Sudeste e das áreas urbanas.

As diferenças são mais acentuadas entre os adolescentes de 12 a 14 anos das regiões mais ricas (Sudeste e zonas urbanas) com relação à população de referência. Apenas nessas três faixas etárias as diferenças são mais expressivas. Esse resultado é esperado, tendo em vista que à medida que as crianças crescem, as diferenças físicas entre as populações de dois países tornam-se mais expressivas. No caso do Brasil, a população de referência (a americana) tem, em média, uma altura maior que a da nossa população.

A média padronizada do *z-score* da altura varia de forma significativa entre as regiões mais pobres e as mais ricas. Os *z-scores* são mais negativos nas áreas rurais e no Nordeste para todas as faixas etárias.

GRÁFICO 1

Z-score da altura por idade no Nordeste e no Sudeste do Brasil

(Z-score)

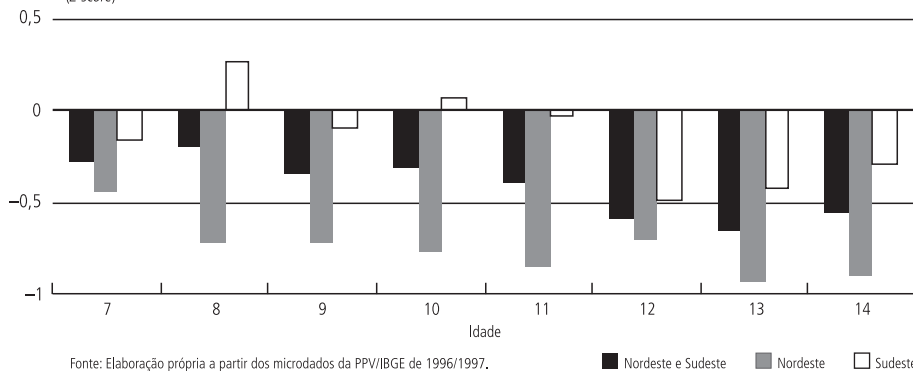
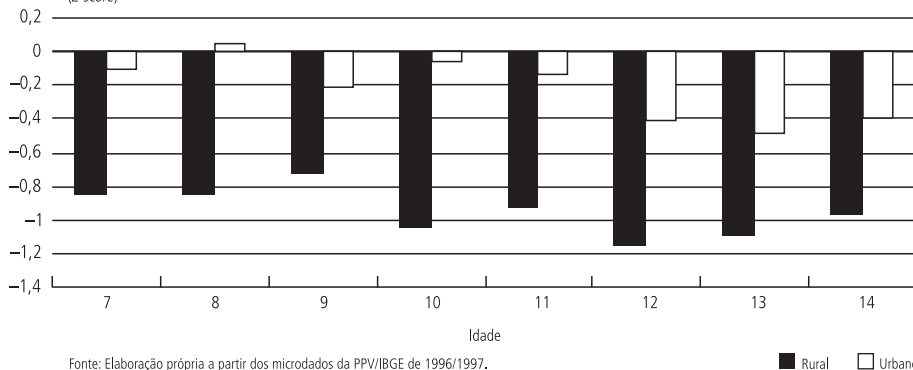


GRÁFICO 2

Z-score da altura por idade nas áreas rurais e urbanas do Brasil

(Z-score)



Como pode ser visto na tabela 4, as crianças que entraram mais tarde na escola têm em média o *z-score* da altura mais negativo do que as que ingressaram na vida de estudante na idade correta. Apesar de ser uma média e de não controlar para outras possíveis variáveis que influenciam as condições nutricionais da criança, esse resultado sugere que existe uma correlação entre esse indicador antropométrico e o ingresso tardio na escola das crianças e dos adolescentes entre 7 e 14 anos.

TABELA 4

Média do z-score da altura padronizada pela idade e pelo sexo segundo o atraso na entrada à escola

	Média	dp
Crianças/adolescentes que entraram atrasadas na escola	-0,89	1,28
Crianças/adolescentes que não entraram atrasadas na escola	-0,21	1,37

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PPV/IBGE de 1996/1997.

dp = desvio-padrão.

A análise descritiva dos dados somente aponta algumas correlações existentes entre a variável *z-score* da altura das crianças/adolescentes e sua situação educacional em termos de idade de ingresso na escola. Como outros aspectos familiares e do local de moradia também afetam as condições de vida dos menores e, conseqüentemente, seu nível de bem-estar, investigamos a existência do efeito direto do *z-score* da altura da criança na probabilidade de sua entrada na escola com mais de sete anos. Na próxima seção explicamos nossos procedimentos para analisar essa questão.

4 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA

A medida adotada como aproximação da capacidade física da criança quando ela atinge a idade mínima para o ingresso na escola é a razão entre sua altura e sua idade para a data de referência da PPV/IBGE.

A idade de ingresso da criança i da família f na escola é uma decisão tomada pelos pais, que, por sua vez, se dá em função da capacidade física da criança (a_i), de outras características individuais X_i (sexo, cor, idade), da família X_{if} (nível educacional dos pais e número de irmãos mais velhos e mais novos), do local onde mora X_{im} (características do domicílio, características da oferta educacional etc.) e de componentes aleatórios, como habilidade da criança, preferências da família e da comunidade etc. (agrupados no erro aleatório u_i). Em termos analíticos, definindo $idade_i^{esc}$ como a idade em que a criança i entra na escola, temos que:

$$idade_i^{esc} = f(a_i, X_i, X_{if}, X_{im}, u_i) \quad (2)$$

Crianças e adolescentes que nunca se matricularam (não declararam a idade de entrada na escola fundamental) ou que entraram na escola depois dos sete anos de idade completos no primeiro semestre são considerados atrasados. Destaque-se que o “não declarado”, nesse caso, não corresponde a uma informação perdida (*missing*). Somente crianças e adolescentes que não freqüentaram a escola são considerados no total cuja informação da idade de entrada à escola é “não declarada”. Eliminamos as informações de crianças e adolescentes que estavam freqüentando a escola, mas cuja idade de ingresso não foi declarada pelos pais.²⁵

Definindo uma variável categórica ($atraso_i$) igual a 1 para todas as crianças e adolescentes que estão atrasados no ingresso à escola e 0 caso contrário, temos que:

$$\begin{cases} atraso_i = 1 \text{ se } idade_i^{esc} > 7 \text{ ou } idade_i^{esc} = \text{não declarado} \\ atraso_i = 0 \text{ caso contrário} \end{cases} \quad (3)$$

25. Das crianças e adolescentes que freqüentavam ou que tinham freqüentado a escola 6% não declararam a idade em que ingressaram na escola. Essas observações foram excluídas da nossa análise econométrica.

A probabilidade de a criança ou o adolescente entrar com atraso na 1ª série do ensino fundamental é uma função dos fatores que influenciam a decisão dos pais com relação à entrada na escola, ou seja:

$$\Pr (\text{atraso}_i = 1) = g(a_i, X_i, X_{if}, X_{im}, u_i) \quad (4)$$

Estimamos essa probabilidade através do modelo *probit*, usando a amostra total de pessoas entre 7 e 14 anos de idade. Através desse procedimento, investigamos o efeito da capacidade física da criança ou do adolescente, medida como o *z-score* da altura padronizada pela idade, no seu acesso à escola na idade considerada legalmente apropriada.

Foram incluídos três conjuntos de variáveis explicativas:²⁶

- Características individuais das crianças e dos adolescentes: sexo, cor ou raça, idade e a nossa variável de interesse, o *z-score* da altura padronizada pela idade.
- Características da família: *log* da renda familiar *per capita*, escolaridade da mãe e do pai, número de irmãos ou irmãs mais velhos e mais novos.
- Características do local de moradia: região Nordeste ou Sudeste, área rural ou urbana, se a proporção de crianças e adolescentes entre 7 e 14 anos no estrato geográfico com pelo menos uma carteira individual de estudo no estabelecimento de ensino for superior a 90%, tempo médio de deslocamento (em minutos) da casa para a escola, indicador médio de bens escolares do estrato geográfico.

5 RESULTADOS

Os resultados estimados da probabilidade de a criança não entrar na escola com sete anos de idade como função das variáveis selecionadas por este estudo – equação (4) constam nas tabelas 5 a 7.

O coeficiente estimado do *z-score* da altura é negativo e significativo em todas as especificações. Quanto mais baixa a criança ou o adolescente em relação às crianças ou adolescentes da população de referência da mesma faixa etária e sexo, maior a probabilidade de ingressar com mais de sete anos de idade na escola.²⁷

26. Ver na subseção 3.1 a descrição detalhada de cada variável explicativa incluída na especificação econométrica.

27. Também fizemos estimações similares usando o IMC e a avaliação subjetiva da saúde. Para o IMC, o coeficiente estimado foi positivo, ou seja, quanto mais afastado dos limites de normalidade, maior o atraso da criança na entrada à escola. O resultado para a avaliação subjetiva da saúde foi conforme esperado, mas a precisão da estimativa foi inferior. Neste artigo, priorizamos a apresentação da medida que melhor reflete as condições de longo prazo do *status* nutricional da criança que é a altura padronizada pela idade da criança.

Sem considerar as interações (tabela 5), se o *z-score* da altura aumenta em 1 ponto, a probabilidade de a criança entrar com atraso na escola é reduzida em 0,042, considerando uma determinada população de referência.²⁸

TABELA 5

Resultados da estimação *probit* da probabilidade de a criança entrar com atraso na escola

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coefficiente	ep	Efeito marginal	ep	X
Domicílio localizado					
Nordeste	0,987*	0,114	0,378*	0,040	1,000
Área rural	-0,090	0,143	-0,032	0,052	0,000
Total de irmãos/irmãs mais novos	0,053***	0,032	0,019	0,012	1,173
Total de irmãos/irmãs mais velhos	0,007	0,036	0,002	0,013	1,245
Log da renda familiar <i>per capita</i>	-0,067**	0,033	-0,024**	0,012	4,435
Ser menino	0,107	0,079	0,039	0,029	1,000
Idade	0,086*	0,019	0,030*	0,008	10,639
Ter cor negra	0,232	0,242	0,086	0,086	1,000
Tempo médio de ida para a escola	0,004**	0,002	0,002**	0,001	14,221
Z-score da razão entre altura e idade	-0,119*	0,034	-0,042*	0,013	-0,371
Escolaridade da mãe	-0,135*	0,041	-0,048*	0,015	0,000
Escolaridade do pai	-0,129*	0,037	-0,045*	0,013	0,000
Indicador de bens escolares	-0,002	0,002	-0,001	0,001	19,773
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico é superior a 90%	-0,023	0,175	-0,008	0,061	0,827
Constante	-1,569*	0,346			
Observações:		2.712			
Wald chi2(14)		291,940			
Prob>chi2		0,000			
Pseudo R ²		0,307			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Existiam 208 crianças sem informação sobre peso e altura, essas observações não foram utilizadas no processo de estimação.

* valor-p <= 1%, ** valor-p entre 1% e 5%, *** valor-p > 5% e <=10%.

O efeito marginal foi calculado para a seguinte população de referência (os demais valores foram avaliados na média): morar no NE, na área urbana, ser menino e de cor negra, ter pai e mãe sem escolaridade.

ep = erro-padrão.

A renda familiar *per capita* é uma variável crucial para definir o investimento em capital humano, principalmente no que tange às decisões de entrada e continuidade no sistema educacional. O seu coeficiente é negativo e significativo. Crianças situadas

28. Todos os efeitos marginais serão calculados para a seguinte população de referência: moradores do Nordeste, da área urbana, meninos de cor negra e com mãe e pai sem escolaridade. As demais variáveis tiveram seus valores avaliados na média.

nas camadas inferiores da distribuição de renda familiar entram na escola mais tarde do que outras pertencentes às classes de renda mais elevadas.

Fizemos uma interação entre o *z-score* da altura e a variável de renda familiar *per capita* (ver tabela 6). A interação foi significativa a 11% e o sinal do coeficiente foi positivo. Pertencer a uma família com nível de renda mais alto diminui o efeito negativo da capacidade física desfavorável de uma criança sobre sua entrada na escola. Sob outro prisma, quanto maior a capacidade física de uma criança e quanto maior o nível de renda de sua família, maior a probabilidade de ela se incorporar ao sistema educacional aos sete anos de idade.

TABELA 6

Resultados da estimação *probit* da probabilidade de a criança entrar com atraso na escola

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coeficiente	ep	Efeito marginal	ep	X
Domicílio localizado					
Nordeste	0,987*	0,113	0,378*	0,041	1,000
Área rural	-0,088	0,143	-0,031	0,052	0,000
Total de irmãos/irmãs mais novas	0,052	0,033	0,018	0,012	1,173
Total de irmãos/irmãs mais velhas	0,004	0,036	0,001	0,013	1,245
Log da renda familiar <i>per capita</i> (c)	-0,045	0,037	-0,016	0,013	4,435
Ser menino	0,103	0,079	0,037	0,029	1,000
Idade	0,085*	0,019	0,030*	0,008	10,639
Ter cor negra	0,238	0,240	0,088	0,085	1,000
Tempo médio de ida para a escola	0,004**	0,002	0,002**	0,001	14,221
Z-score da razão entre altura e idade (b)	-0,255*	0,090	-0,089*	0,033	-0,371
Interação de (b) com (c)	0,032	0,020	0,011	0,007	-1,021
Escolaridade da mãe	-0,136*	0,041	-0,048*	0,015	0,000
Escolaridade do pai	-0,130*	0,037	-0,045*	0,013	0,000
Indicador de bens escolares	-0,001	0,002	-0,001	0,001	19,773
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico é superior a 90%					
Constante	-1,671*	0,356			
Observações		2.712			
Wald chi2(15)		311,070			
Prob>chi2		0,000			
Pseudo R ²		0,309			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Existiam 208 crianças sem informação sobre peso e altura, essas observações não foram utilizadas no processo de estimação.

* valor-p <= 1%, ** valor-p entre 1% e 5%, *** valor-p > 5% e <=10%.

O efeito marginal foi calculado para a seguinte população de referência (os demais valores foram avaliados na média): morar no NE, na área urbana, ser menino e de cor negra, ter pai e mãe sem escolaridade.

ep = erro-padrão.

Outro resultado interessante é o sinal positivo e significativo do coeficiente do tempo médio de deslocamento da casa para a escola. Nos estratos geográficos em que a “distância” (aproximada pelo tempo médio em minutos) entre escola e casa é maior, o estado de saúde parece ser um fator-chave para a decisão dos pais de colocar os filhos na idade correta na escola. Crianças/adolescentes que moram em locais mais afastados da escola têm uma probabilidade maior de entrarem mais tarde na escola do que as que vivem mais próximas ao local de estudo.

Quando interagimos²⁹ esse indicador (tempo médio em minutos de deslocamento para a escola) com a variável de capacidade física, verificamos que nos estratos geográficos em que a “distância” (aproximada pelo tempo médio em minutos) entre escola e casa é maior, o estado de saúde parece ser um fator-chave para a decisão dos pais de colocar os filhos na idade correta na escola (ver tabela 7).

Com relação às outras variáveis das nossas especificações, verificamos que as crianças da região Nordeste têm maior probabilidade de ingressar atrasadas na escola.

O coeficiente dos meninos é positivo, mas não significativo. Quando inserimos uma interação do *z-score* da altura com o indicador de sexo, o coeficiente positivo do sexo passa a ser significativo, apesar de o coeficiente da interação não ser preciso.³⁰ Diferenças na probabilidade entre meninos e meninas poderiam estar também refletindo diferenças de comprimento.

Conforme a literatura de desenvolvimento, também encontramos o efeito negativo de um maior número de irmãos na escolaridade. As crianças e os adolescentes que possuem irmãos ou irmãs mais novos entram mais tarde na escola do que os demais. Esse grupo de crianças e adolescentes, principalmente nas famílias mais pobres, pode ser obrigado a cuidar dos irmãos mais novos na ausência dos pais. Nesse caso, os pais podem decidir adiar por um tempo a ida dos filhos mais velhos à escola até o momento em que os mais novos tenham também condições de estudar.

No tocante ao grau de instrução dos familiares, verificamos que os coeficientes tanto do pai quanto da mãe são negativos. Crianças cujos pais são mais escolarizados têm maior probabilidade de entrar na idade correta na escola do que as demais.

As variáveis que retratam as condições das escolas no estrato geográfico de moradia têm os sinais esperados, apesar de não-significativas. As crianças residentes em locais com escolas cuja infra-estrutura, em média, é melhor, ou seja, maior índice de bens escolares e maior proporção de carteiras individuais por criança,

29. Devido à não-linearidade do modelo *probit*, todas as especificações que continham interações entre as variáveis explicativas também foram feitas usando o modelo de probabilidade linear. Os sinais e o nível de significância são relativamente similares, logo, optamos por apresentar apenas as estimações *probit*.

30. Na especificação final optamos por excluir essa interação por não ser significativa.

têm uma probabilidade mais elevada de ingressarem com sete anos de idade na escola fundamental. À medida que a qualidade da escola aumenta, os benefícios em adiar o ingresso na escola são reduzidos.

TABELA 7

Resultados da estimação *probit* da probabilidade de a criança entrar com atraso na escola

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coefficiente	ep	Efeito marginal	ep	X
Domicílio localizado					
Nordeste	0,991*	0,113	0,380*	0,040	1,000
Área rural	-0,098	0,145	-0,035	0,053	0,000
Total de irmãos/irmãs mais novos	0,053***	0,032	0,019	0,012	1,173
Total de irmãos/irmãs mais velhos	0,008	0,036	0,003	0,013	1,245
Log da renda familiar <i>per capita</i>	-0,068**	0,032	-0,024**	0,012	4,435
Ser menino	0,113	0,079	0,041	0,029	1,000
Idade	0,086*	0,019	0,030*	0,008	10,639
Ter cor negra	0,233	0,243	0,086	0,086	1,000
Tempo médio de ida para escola (a)	0,003	0,002	0,001	0,001	14,221
Z-score da razão entre altura e idade (b)	-0,067	0,044	-0,024	0,015	-0,371
Interação de (a) com (b)	-0,003**	0,002	-0,001**	0,001	-6,470
Escolaridade da mãe	-0,135*	0,041	-0,047*	0,015	0,000
Escolaridade do pai	-0,128*	0,037	-0,045*	0,013	0,000
Indicador de bens escolares	-0,001	0,002	-0,001	0,001	19,773
Proporção de crianças com carteira individual					
no estrato geográfico é superior a 90%	-0,022	0,176	-0,008	0,061	0,827
Constante	-1,557*	0,346			
Observações		2.712			
Wald chi2(15)		304,83			
Prob>chi2		0			
Pseudo R ²		0,309			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Existiam 208 crianças sem informação sobre peso e altura, essas observações não foram utilizadas no processo de estimação.

* valor-p <= 1%, ** valor-p entre 1% e 5%, *** valor-p > 5% e <=10%.

O efeito marginal foi calculado para a seguinte população de referência (os demais valores foram avaliados na média): morar no NE, na área urbana, ser menino e de cor negra, ter pai e mãe sem escolaridade.

ep = erro-padrão.

Para crianças e adolescentes com diversos aspectos idênticos observáveis (sejam familiares, individuais ou do local onde vivem), a capacidade física, medida pelo *z-score* da razão entre altura e idade, explica variações na probabilidade de entrada tardia na escola fundamental. Nas tabelas apresentadas (5 a 7), essas expectativas são confirmadas, pois o *z-score* da altura influencia de forma significativa a pro-

habilidade de a criança entrar no sistema educacional com mais de sete anos de idade. Crianças e adolescentes, com um crescimento linear condizente com a sua idade e sexo, tiveram melhores condições de vida e, portanto, maiores chances de não acumularem defasagem idade-série no início da vida de estudante do que outras em situação contrária.

6 TESTE DE ROBUSTEZ DOS RESULTADOS

Os processos de decisões no seio da família com relação à saúde ou à educação podem ter intersecções. Nesse caso, aspectos observados e não-observados da família que afetam a aquisição de escolaridade podem definir simultaneamente componentes do estoque de capacidade física (saúde) da criança.

O coeficiente do indicador da capacidade física (*z-score* da altura padronizada pela idade) numa equação de escolaridade da criança, quando estimado por um método que não considere esse problema de endogeneidade, pode estar refletindo o efeito de fatores omitidos na especificação econométrica, não descrevendo somente a incapacidade física da criança, que pode dificultar sua matrícula na escola.

De acordo com Behrman e Lavy (1994), “*a priori*, a direção do viés do indicador de saúde nestes casos não é óbvia”. Se os pais dão mais valor à qualidade de vida da criança (em termos de saúde e educação) que ao seu próprio consumo, a direção do viés é para cima. Por exemplo, pais mais preocupados com o futuro de seus filhos realizam mais investimentos em saúde e educação do que pais menos atentos no longo prazo. Essa heterogeneidade de preferências entre os pais não é descrita pela capacidade física da criança, mas ao mesmo tempo a influencia diretamente, assim como a decisão de a criança ir à escola.

Por outro lado, a direção do viés pode ser para baixo. Os pais podem dar valores diferentes à capacidade física da criança e ao seu nível educacional, fato que se reflete no processo de alocação de recursos. Se as percepções com relação ao retorno dos investimentos na capacidade física e na educação são diferentes entre as famílias, alguns pais podem priorizar mais o crescimento intelectual das crianças/adolescentes, enquanto outros valorizam suas características físicas. Portanto, existem fatores omitidos que afetam a capacidade física e a educação em direções opostas.

Considerando a possibilidade de que a saúde, medida em termos de capacidade física, é endógena, fizemos as estimações em dois estágios como um teste de robustez dos resultados da seção anterior. Testamos se o resultado encontrado permanece, ou seja, que crianças e adolescentes com uma melhor capacidade física têm probabilidade mais alta de entrar na escola com a idade correta.

Para aplicar esse método, necessitamos de variáveis, denominadas “instrumentos”, que satisfaçam determinadas propriedades (WOOLDRIDGE, 2002): *a*) não devem ser correlacionadas com fatores não observados omitidos da regressão

(validade dos instrumentos); e *b*) devem ser correlacionadas junto com a variável endógena (relevância dos instrumentos). Utilizamos como instrumento o logaritmo da altura do pai e da mãe.³¹ O logaritmo da altura do pai e da mãe³² controla as diferenças genéticas entre as crianças/adolescentes. Esse indicador funciona como um instrumento razoável na medida em que diferenças genéticas afetam diretamente a altura da criança, mas não estão correlacionadas com fatores não observados que influenciam o processo de decisões familiares sobre os investimentos em capacidade física e educação.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 8, o coeficiente estimado do *z-score* da altura da criança considerando-se a possibilidade de endogeneidade, significativo a 10%, é negativo e superior, em valor absoluto (0,182), ao coeficiente estimado na seção anterior, que não considera a endogeneidade. Em ambas as opções, portanto, o coeficiente do *z-score* da altura tem o sinal esperado, após controlarmos pela renda familiar *per capita* e por outras variáveis que caracterizam as condições de vida das crianças/adolescentes.

Crianças com melhor capacidade física têm probabilidade mais alta de entrar na escola com a idade correta. Quando a saúde é tratada como uma variável endógena, o coeficiente permanece negativo, apesar de perder significância. Crianças e adolescentes com pior capacidade física tiveram piores condições de vida e dificuldades ao longo da infância, conseqüentemente, seu acesso à escola na idade adequada esteve mais sujeito a contratempos.

Com relação ao primeiro estágio, os resultados encontrados seguem os estudos de Alves e Belluzzo (2004) e Kassouf (1994), que estimam a equação reduzida da demanda de saúde das crianças.

Crianças com maior número de irmãos e irmãs, sobretudo mais novos, possuem o *z-score* da altura inferior ao das outras, indicando sua pior capacidade física.

O coeficiente da renda familiar *per capita* é positivo, ou seja, conforme esperado, a pobreza tem conseqüências sobre o desenvolvimento físico de uma criança. As que vivem em famílias com nível de renda mais baixo possuem déficits maiores de altura em relação à população de referência do que as de famílias mais ricas.

No tocante à idade, como já observado na análise descritiva, quanto mais velha for a criança, pior a sua capacidade física medida pelo *z-score* da altura por idade.

31. Quando não existia a informação para um deles, imputávamos diretamente a altura que era informada, seja do pai ou da mãe. Os resultados não modificaram quando usamos somente a variável igual ao logaritmo da média das alturas do pai e da mãe. Contudo, a significância do coeficiente do *z-score* da saúde era maior quando usávamos as informações de altura do pai e da mãe separadamente.

32. As alturas do pai e da mãe não foram padronizadas para a população de referência, pois normalmente os adultos já atingiram o fim da fase de crescimento. Além disso, existe uma restrição de ordem operacional, pois essa padronização somente seria possível para pessoas com menos de 18 anos de idade. Os dados que tínhamos disponíveis para a população de referência limitavam-se a essa faixa etária (OMS, 2005).

TABELA 8
Resultados do modelo *probit* com instrumentos

Variável dependente: criança não entrou na escola com 7 anos de idade	Coefficiente	ep robusto	z	P> z
Segundo estágio				
Z-score da altura	-0,182	0,108	-1,690	0,092
Nordeste	0,975	0,116	8,390	0,000
Área rural	-0,076	0,143	-0,530	0,597
Total de irmãos/irmãs mais novos	0,038	0,034	1,110	0,266
Total de irmãos/irmãs mais velhos	0,000	0,036	-0,010	0,996
Log da renda familiar <i>per capita</i>	-0,069	0,035	-1,970	0,049
Ser menino	0,091	0,083	1,090	0,275
Idade	0,084	0,020	4,210	0,000
Ter cor negra	0,278	0,239	1,160	0,245
Tempo médio de ida para a escola	0,004	0,002	2,070	0,039
Escolaridade da mãe	-0,137	0,043	-3,190	0,001
Escolaridade do pai	-0,112	0,037	-3,010	0,003
Indicador de bens escolares	-0,002	0,002	-0,720	0,474
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico	-0,015	0,177	-0,090	0,932
Constante	-1,582	0,347	-4,560	0,000
Primeiro estágio				
Variável dependente: z-score da altura				
Domicílio localizado				
Nordeste	0,065	0,103	0,630	0,526
Área rural	-0,085	0,124	-0,690	0,492
Total de irmãos/irmãs mais novos	-0,101	0,032	-3,110	0,002
Total de irmãos/irmãs mais velhos	-0,050	0,031	-1,590	0,111
Log da renda familiar <i>per capita</i>	0,068	0,027	2,520	0,012
Ser menino	-0,205	0,072	-2,850	0,004
Idade	-0,057	0,017	-3,380	0,001
Ter cor negra	0,198	0,204	0,970	0,332
Tempo médio de ida para a escola	0,000	0,002	0,080	0,933
Escolaridade da mãe	0,063	0,031	2,020	0,044
Escolaridade do pai	-0,011	0,031	-0,370	0,712
Indicador de bens escolares	0,002	0,001	1,070	0,285
Proporção de crianças com carteira individual no estrato geográfico	0,160	0,131	1,220	0,221
Log da altura do pai	7,072	0,887	7,980	0,000
Log da altura da mãe	2,994	0,923	3,250	0,001
Constante	-4,822	0,647	-7,450	0,000
Observações	2.673			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PPV/IBGE de 1996/1997.

Notas: O cálculo do erro-padrão considera que observações dentro do mesmo domicílio não são independentes.

Informações adicionais foram perdidas pois, para algumas crianças, não existiam dados de altura dos pais.

O teste F na forma reduzida rejeitou a hipótese nula de que os instrumentos não são relevantes ($F(2, 2657) = 111.05$).

A escolaridade dos pais também é um fator importante para estabelecer condições satisfatórias ao crescimento saudável de uma criança. Apenas o grau de instrução das mães tem um coeficiente positivo e significativo, ressaltando seu papel-chave na formação dos filhos.

Outro resultado que segue a literatura é a relação entre a altura dos pais e o *z-score* da altura dos filhos. As variações de altura dos pais explicam fortemente as variações do indicador padronizado de altura das crianças, indicando a transmissão dos fatores genéticos. Crianças e adolescentes de pais mais altos possuem menores déficits de altura.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Existe uma proporção não-desprezível de crianças e adolescentes que não entraram na curso fundamental aos sete anos de idade. Um dos possíveis canais capazes de explicar esse ingresso tardio na escola é a capacidade física da criança. Neste artigo, usando a medida que capta a natureza de longo prazo do crescimento da criança (*z-score* da altura), mostramos que as condições desfavoráveis de saúde influenciam a probabilidade de ela ingressar na idade correta na escola, mesmo quando controlamos pela renda familiar *per capita*.

Ao estudarmos as interações entre essa medida e outros indicadores da qualidade de vida das crianças e dos adolescentes, encontramos alguns pontos interessantes.

Primeiro, para as que demoram mais tempo para se deslocar de casa para a escola, o efeito do *status* nutricional na probabilidade de os pais adiarem o ingresso na escola é mais forte, ou seja, a maturidade física tem um papel fundamental.

Segundo, pertencer a uma família com renda mais alta contribui para reduzir os prejuízos do estado nutricional desfavorável ao ingresso na escola.

Destacamos que esses resultados são indicativos de que crianças e adolescentes desnutridos são mais vulneráveis a entrar mais tarde na escola. Um dos motivos desse ingresso tardio é pertencerem a famílias mais pobres, com piores condições de vida. Como o *status* nutricional é uma medida de longo prazo, pode estar captando aspectos desfavoráveis da vida da criança no início da sua infância e que não são traduzidos apenas pelo patamar corrente de renda familiar *per capita*. Logo, a insuficiência alimentar mostra a necessidade de se propor políticas que sejam complementares com a educação e com outros aspectos da qualidade de vida da criança. Algumas políticas poderiam ser integradas ao ambiente escolar, como o reforço da merenda, sobretudo em áreas mais pobres, bem como ao ambiente familiar, como o atendimento preventivo de doenças relacionadas à desnutrição infantil (incentivo ao aleitamento materno, por exemplo).

Por fim, é importante destacar que o método econométrico empregado na seção 5 deste artigo considerou que a saúde é uma variável exógena e definida em

um ponto no tempo. O teste de robustez da seção 6, que considera a possibilidade da endogeneidade da saúde, foi feito mediante a escolha de um conjunto de instrumentos que, por hipótese, foram considerados não correlacionados com os fatores omitidos não observados. Apesar de o efeito da saúde permanecer igual ao apresentado na seção 5, acreditamos que estudos adicionais devem ser feitos para entendermos o real impacto das condições de saúde de uma criança sobre as decisões de entrada na escola. Logo, os nossos resultados são apenas indicativos das relações existentes entre essas duas variáveis. Pesquisas longitudinais, que acompanhem a mesma criança ao longo da vida escolar e que sejam informativas sobre suas condições nutricionais, podem identificar muito melhor o impacto da saúde.

ABSTRACT

Using data from the PPV/IBGE 1996/1997 survey (Brazil's LSMS), we analyze the relationship between health (measured by the standardized relationship between height and age) and the late entry in school for children aged between 7 and 14 years old in the Northeast and Southeast regions. Using a probit model, we estimate the effect of children's health on the probability of a late entry in school. We take into account several aspects that affect this relation, such as the local educational supply (time from home to school and school resources quality) as well as, life and family conditions (household income, parents' education and family composition). We show that poor conditions of health decrease the probability of entering school at the right age, particularly for poor children and those that live far from schools. Finally, we use a probit model with instrumental variables (height of parents), to test the robustness of results allowing health to be endogenous.

REFERÊNCIAS

- ABRANTES, M. M.; LAMOUNIER, J. A.; COLOSIMO, E. A. Prevalência de sobrepeso e obesidade nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. *Revista da Associação Médica Brasileira*, v. 49, n. 2, 2003.
- AHLBURG, D. Intergenerational transmission of health. *The American Economic Review*, v. 88, n. 2, May, 1998.
- ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F. H. F.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, Ipea, v. 32, n. 3, dez. 2002.
- ALDERMAN, H.; BEHRMAN, J.; LAVY, V.; MENON, R. *Child nutrition, child health and school enrollment: a longitudinal analysis*. Washington: The World Bank Policy Research Department, Jan. 1997 (Policy Research Working Paper, n. 1.700).
- ALVES, D. C. O.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.
- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. de B. A economia da saúde no Brasil. In: LISBOA, M. de B.; MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.
- ANJOS, L. A.; VEIGA, G. V.; CASTRO, I. R. R. Distribuição dos valores do índice de massa corporal da população brasileira até 25 anos. *Revista Panam Salud Publica*, v. 3, n. 3, 1998.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R.; VELAZCO, T. A pobreza é a principal causa do trabalho infantil no Brasil urbano? *Economia Brasileira em Perspectiva – 1996*. Rio de Janeiro: Ipea, 1996, v. 2.

BECKER, G. *Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education*. 2ª ed. New York: Columbia University Press, 1975.

BEHRMAN, J. R.; LAVY, V. *Children's health and achievement in school*. Washington, D.C.: The World Bank, 1994 (LSMS Working Paper, n.104).

BERGER, M. C.; LEIGH, J. P. Schooling, self-selection, and health. *The Journal of Human Resources*, v. 24, n. 3, 1989.

COURALET, P. E. *Une analyse économique du travail des enfants*. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – École des Hautes Études en Sciences Sociales, Paris, out. 2002.

DE VREYER, P.; LAMBERT, S.; MAGNAC, T. *Educating children: a look at household behavior in Côte d'Ivoire*. July 1999. Mimeo.

DEATON, A. Health, inequality, and economic development. *Journal of Economic Literature*, v. 41, n.1, 2003.

EMERSON, P.; SOUZA, A. P. *Is child labor harmful?* The impact of working as a child on adult earnings. 2004. Mimeo.

EMERSON, P.; SOUZA, A. P. Is there a child labor trap? Inter-generational persistence of child labor in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, v. 51, n. 2, 2000.

GLEWWE, P. Why does mother's schooling raise child health in developing countries? *The Journal of Human Resources*, v. 34, n.1, 1999.

GLEWWE, P.; JACOBY, H. G. An economic analysis of delayed primary school enrollment in a low income country: the role of early childhood nutrition. *The Review of Economics and Statistics*, v. 77, n. 1, Feb. 1995.

GOMES-NETO, J. B.; HANUSHEK, E. A.; LEITE, R. H.; FROTA, R. C. Health and schooling: evidence and policy implications for developing countries. *Economics of Education Review*, v. 16, n. 3, 1997.

GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. *The Journal of Political Economy*, v. 80, n. 2, Mar./Apr. 1972.

HECKMAN, J. *Lessons from the technology of skill formation*. Feb. 2005 (NBER Working Paper, n. 11.142).

IBGE. *Pesquisa de Padrões de Vida – PPV*. Rio de Janeiro, CDDI/IBGE, 1996/1997 (Microdados em CD-Rom).

_____. *Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, 1997 (DHS)*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: jul. 2005.

IDLER, E.; BENYAMINI, Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven studies. *Journal of Health and Social Behavior*, v. 38, p. 21-37, 1997.

JACOBY, H. G. Borrowing constraints and progress through school: evidence from Peru. *The Review of Economics and Statistics*, v. 76, n. 1, Feb. 1994.

JAMISON, D. Child malnutrition and school performance in China. *Journal of Development Economics*, v. 20, n. 2, 1986.

KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, dez. 1994.

_____. Trabalho infantil. In: LISBOA, M. de B.; MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.

MACHADO, D. C. *Escolaridade das crianças no Brasil: três ensaios sobre a defasagem idade-série*. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, Rio de Janeiro, set. 2005.

MACHADO, D. C.; GONZAGA, G. *O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da PUC-Rio, 2007 (Texto para Discussão, n. 546).

MOOCK, P.; LESLIE, J. Child malnutrition and schooling in the Terai Region of Nepal. *Journal of Development Economics*, v. 20, n. 1, 1986.

OMS. Quantitative techniques for health equity analysis. *Technical Note*, n. 2. Disponível em: <<http://www.who.int>>. Acesso em: ago. 2005.

PESSANHA, L. D. R. *A experiência brasileira em políticas públicas para a garantia do direito do alimento*. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Departamento de Ensino e Pesquisa, 2002 (Texto para Discussão, n. 5).

PSACHAROPOULOS, G.; ARRAIGADA, A. The determinants of early age human capital formation: evidence from Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, v. 37, n. 4, 1989.

RICARDO, D. R.; ARAÚJO, C. G. S. de. Body mass index: a scientific evidence-based inquiry. *Arquivo Brasileiro de Cardiologia*, v. 79, n. 1, 2002.

THOMAS, D.; STRAUSS, J. Health, nutrition, and economic development. *Journal of Economic Literature*, v. 36, n. 2, June 1998.

THOMAS, D.; STRAUSS, J.; HENRIQUES, M. H. How does mother's education affect child height? *The Journal of Human Resources*, v. 26, n. 2, 1991.

VAN DOORSLAER, E.; GERDTHAM, U. G. Does inequality in self-assessed health predict inequality in survival by income? Evidence from Swedish data. *Social Science and Medicine*, v. 57, n. 9, 2003.

VEIGA, G. V.; DIAS, P. C.; ANJOS, L. A. A comparison of distribution curves of body mass index from Brazil and the United States for assessing overweight and obesity in Brazilian adolescents. *Revista Panam Salud Publica*, v. 2, n. 10, 2001.

WEBB, P.; BLOCK, S. Nutrition information and formal schooling as inputs to child nutrition. *Economic Development and Cultural Change*, The University of Chicago, v. 52, n. 4, July 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002.

ANEXO**Total de domicílios e pessoas segundo os estratos geográficos da Pesquisa de Padrões de Vida**

Estrato geográfico	Domicílios		Pessoas		Crianças e adolescentes de 7 a 14 anos	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
Total no Nordeste (a)	2.484	9.842.742	10.436	41.796.215	1.762	7.492.582
RM de Fortaleza	496	597.784	2.175	2.618.775	360	426.964
RM de Recife	484	659.462	1.947	2.627.236	267	361.679
RM de Salvador	488	666.248	1.919	2.634.990	309	441.773
Nordeste urbano não-metropolitano	488	4.566.544	1.992	18.723.538	330	3.113.744
Nordeste rural não-metropolitano	528	3.352.704	2.403	15.191.676	496	3.148.422
Total no Sudeste (b)	2.456	17.041.528	8.862	61.371.552	1.325	9.101.678
RM de Belo Horizonte	496	923.496	1.826	3.450.721	273	537.426
RM do Rio de Janeiro	488	2.680.472	1.609	8.861.022	196	1.083.353
RM de São Paulo	488	4.284.056	1.725	15.208.170	260	2.332.058
Sudeste urbano não-metropolitano	488	7.523.600	1.779	27.606.001	255	4.050.192
Sudeste rural não-metropolitano	496	1.629.904	1.923	6.245.638	341	1.098.649
Total (a) + (b)	4.940	26.884.270	19.298	103.167.767	3.087	16.594.260

Fonte: PPV/IBGE de 1996/1997.

Nota: (a) = amostra e (b) = amostra expandida.

