



***The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library***

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

**Give to AgEcon Search**

AgEcon Search  
<http://ageconsearch.umn.edu>  
[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

# **Os Determinantes Socioeconômicos do Estado de Saúde das Crianças do Brasil Rural**

Anderson Moreira Aristides dos **Santos**<sup>1</sup>,  
César Augusto Oviedo **Tejada**<sup>2</sup> e Fernanda **Ewerling**<sup>3</sup>

**Resumo:** Este trabalho tem o objetivo de analisar os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural por meio dos dados da PNAD 2008. Para tanto, foram utilizados os modelos *probit* e *probit* ordenado. Os principais resultados mostram que fatores como melhor saúde dos pais, maior nível de renda, maiores níveis de informação, acesso à água de melhor qualidade, além de políticas públicas como o Programa Saúde da Família se relacionam positivamente com a saúde das crianças. Além do impacto negativo das condições socioeconômicas precárias sobre a saúde na infância, sabe-se que a pior saúde infantil pode gerar, no futuro, novas condições socioeconômicas precárias para estas crianças. Deste modo, este círculo pode ser um mecanismo de perpetuação da pobreza. Portanto, políticas públicas que afetem a saúde na infância podem ser bastante benéficas para a população.

**Palavras-chaves:** Saúde das crianças, Brasil rural, determinantes socioeconômicos.

**Abstract:** This study aims to analyze the socioeconomic determinants of children's individual health state in the countryside of Brazil, using data from PNAD 2008. Probit and ordered probit were used in the analysis. Main results show that elements, such as better health of parents, higher income, higher information levels, access to high quality water, besides governmental policies, such as Programa Saúde da Família, are positively related with children's health. Besides the negative effect of the poor socioeconomic conditions on health in childhood, it is known that worse health in childhood can generate, in the future, new poor socioeconomic conditions for these children. Thus, this circle could be a mechanism of poverty perpetuation. Therefore, governmental policies which affect children's health in a positive way can promote favorable results for the population.

**Key-words:** Children's health, rural Brazil, socioeconomic determinants.

**Classificação JEL:** I10,I18.

<sup>1</sup> Professor do curso de Ciências Econômicas da Ufal (Campus Sertão-Unidade de Ensino de Santana do Ipanema). E-mail: anderson\_moreira\_aristides@hotmail.com

<sup>2</sup> Professor do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas – PPGOM/UFPel. E-mail: cesartejada9@hotmail.com

<sup>3</sup> Aluna do curso de Ciências Econômicas da UFPel e bolsista CNPq. E-mail: feewerling@gmail.com

## **1. Introdução**

Nas últimas três décadas, o Brasil experimentou importantes melhorias nos indicadores de saúde e nutrição infantil. Nesse período, os coeficientes de mortalidade infantil foram substancialmente reduzidos e os déficits de altura entre crianças menores de 5 anos diminuíram. As razões para este progresso incluem: modificações socioeconômicas e demográficas (crescimento econômico, redução da disparidade de renda, urbanização, melhoria na educação das mulheres e redução da taxa de fecundidade); intervenções externas ao setor de saúde (programas condicionais de transferência de renda e melhorias no sistema de água e saneamento); programas verticais de saúde nos anos 1980 (promoção da amamentação, hidratação oral e imunizações); criação do Sistema Nacional de Saúde (SUS), cuja cobertura foi expandida para atingir as áreas mais pobres do País por intermédio do Programa de Saúde da Família, na metade dos anos 1990; e a implementação de vários programas nacionais e estaduais para melhoria da saúde e nutrição infantil. Apesar dos muitos progressos, desafios importantes ainda persistem (VICTORA et al., 2011).

Dentre esses diversos fatores que afetam a saúde das crianças, a renda domiciliar é tida como uma medida bastante importante, sendo colocada, inclusive, como um transmissor intergeracional de desigualdade social por Reis e Crespo (2009). Isso acontece porque crianças mais pobres tendem a apresentar piores níveis de saúde devido à incapacidade financeira dos pais de adquirir insumos para a sua melhoria. Devido à pior saúde, estas

crianças tendem a parar de estudar mais cedo e, no futuro, além de se tornarem adultos menos saudáveis, elas tendem a apresentar capacidade produtiva menor do que a de seus colegas de trabalho saudáveis (CASE e PAXSON, 2006). Além da renda, a escolaridade dos pais (principalmente materna) e a saúde dos pais são citadas na literatura como fatores positivos para a saúde dos filhos (ALVES e BELLUZZO, 2004). Além da relação existente entre escolaridade e renda, pais com maior nível de escolaridade tendem a entender melhor o que é saudável e o que seus filhos precisam, levando-os a apresentar níveis melhores de saúde. Com relação ao fato de que ter pais saudáveis seja um fator positivo para a saúde das crianças, uma possível explicação seria a genética, ou seja, as crianças provavelmente não apresentariam doenças hereditárias. Além disso, os filhos tendem a levar o mesmo estilo de vida que seus pais e, como os pais com melhor saúde devem levar vidas mais saudáveis, tendo a alimentação saudável e a prática de esportes em sua rotina, seus filhos tenderiam a ser mais saudáveis que os filhos de pais mais sedentários e/ou que não se alimentam adequadamente.

Nos últimos 50 anos, o Brasil transformou-se de uma sociedade predominantemente rural para outra em que os domicílios rurais abrigam pouco mais de 16% do total de habitantes no País, segundo estudo do Ipea (2010), por meio dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008. A maior concentração de população rural está na região Nordeste, que concentra 48% da população rural brasileira, seguida pela região Sudeste, com 20,5%. Esse acelerado processo de urbanização do meio rural

tem tornado cada vez mais difícil delimitar o que é urbano e o que é rural no Brasil (SILVA, 1997; SILVA et al., 2002). O estudo do Ipea (2010) mostra também as condições socioeconômicas precárias que a população da área rural apresenta em relação à urbana. A renda mensal domiciliar per capitada população rural é inferior à metade da renda do mesmo tipo verificada nos domicílios de área urbana. A taxa de analfabetismo para pessoas acima de 15 anos é de 7,5% na zona urbana e de 23,5% na zona rural. Além disso, um terço dos domicílios rurais não possui água encanada, ao passo que, nas cidades, essa proporção não atinge 3%. Também com base nos dados da PNAD 2008 é possível verificar uma disparidade entre setor urbano e rural no que se refere à saúde, onde se verifica uma cobertura de planos de saúde muito maior para a área urbana, além do que a proporção de crianças com saúde avaliada como muito boa é maior na área urbana<sup>4</sup>.

Apesar de existir um número expressivo de estudos para o Brasil analisando os determinantes socioeconômicos da saúde das crianças, há poucos estudos específicos para o setor rural, como o de Nicolella, Kassouf e Barros (2008); contudo, este trabalho utiliza outras PNADs (1998 e 2003), além de faixa etária e objetivo principal distintos do presente trabalho<sup>5</sup>.

Com base nessas considerações, este trabalho tem o propósito de estudar os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural através de dados da PNAD 2008, coletados pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Para tanto, este artigo está separado em quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção uma breve revisão da literatura é apresentada, seguida pela metodologia, resultados e, por fim, a última seção traz as conclusões do trabalho.

<sup>4</sup> Estatísticas descritivas deste tipo com base na amostra do presente trabalho serão apresentadas na seção 4.1.

<sup>5</sup> Como será apresentado na seção de revisão de literatura, o trabalho de Nicolella, Kassouf e Barros (2008) tem como objetivo principal analisar o impacto do trabalho infantil sobre a saúde das crianças que tinham entre 5 e 15 anos em 1998.

## 2. Revisão de literatura

A literatura nacional é relativamente vasta na área da economia da saúde; porém, a literatura estrangeira apresenta um número muito maior de estudos na área em questão, pois este é um tema que vem sendo abordado principalmente em países desenvolvidos. Sua principal função é ajudar no entendimento de questões acerca da distribuição, dos custos e do funcionamento do sistema de saúde de uma região, além de avaliar como certas características ou estilos de vida podem afetar o estado de saúde da população.

De forma a introduzir o tema, este tópico se inicia com um resumo das principais formas de se mensurar a saúde infantil e, em seguida, são apresentadas breves revisões da literatura nacional e estrangeira.

### 2.1. Medidas de saúde

Existem diversas formas de se mensurar a saúde infantil e, dentre elas, iremos citar as que vêm sendo mais amplamente utilizadas. Primeiramente, deve-se destacar que as medidas de saúde podem ser apresentadas em nível agregado ou individual. As medidas agregadas apresentam o nível médio de saúde da população como um todo, enquanto as medidas individuais apresentam os dados de saúde de cada indivíduo. Dentre as formas de semensurar saúde individual, existem as medidas objetivas, que são medidas antropométricas (peso, altura etc.) e clinicamente determinadas mediante consulta médica. Existem também as medidas autorreportadas, que apresentam uma dimensão clínica, funcional e subjetiva da saúde do indivíduo (NORONHA, 2005).

Inicialmente, serão expostas as medidas agregadas de mensuração de saúde, como a esperança de vida ao nascer, que é considerada um bom determinante de saúde de dada população, pois leva em consideração o efeito da mortalidade em todas as idades, mantido o padrão de mortalidade existente na região e no ano em questão. Além disso, a esperança de vida ao nascer não demonstra variações de acordo com a composição da população

por idade, como outros índices. Aumento na esperança de vida ao nascer indica melhores condições de saúde e de vida (REDE INTERGERACIONAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2002; LAURENTI et al., 2005). Ainda segundo os mesmos autores, o coeficiente ou taxa de mortalidade infantil é outro bom indicador de saúde, pois mostra o risco de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida. Quando essa taxa é alta, significa que há precariedade na saúde e baixos níveis de desenvolvimento socioeconômico. Esse coeficiente pode, porém, sofrer distorções pelo fato de ocorrerem erros no momento da declaração do óbito, como a declaração errada da idade e, além disso, muitas crianças não são registradas, havendo subenumeração tanto de nascidos vivos quanto de óbitos.

A mortalidade proporcional por idade mostra o percentual de óbitos estratificado por idade. Quando esta proporção é alta para crianças, mostra que existem más condições de saúde e de vida em determinada região (REDE INTERGERACIONAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2002). Os problemas de distorção que essa medida pode enfrentar são os mesmos que incorrem ao coeficiente de mortalidade infantil, citado anteriormente. O baixo peso ao nascer também é tido como um indicador de saúde infantil agregado e diz respeito ao percentual de recém-nascidos que, na primeira hora de vida, registram peso inferior a 2.500 gramas, em dada localidade e determinado ano. Esse percentual, quando alto, associa-se a baixo desenvolvimento socioeconômico da região e a baixos níveis de assistência materno-infantil. O baixo peso ao nascer é um importante fator de risco de mortalidade e de baixa morbidade infantil. Quanto menor o peso ao nascer, maior a probabilidade de morte da criança (REDE INTERGERACIONAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2002).

Já em relação às medidas individuais, existem medidas objetivas e subjetivas. Para as medidas objetivas de mensuração de saúde, além da análise clínica, que consiste em diagnóstico médico da saúde da criança, há diversos trabalhos que utilizam medidas antropométricas padronizadas (*z-scores*).

O *z-score* do peso e o *z-score* da altura são indicadores de saúde infantil que, segundo Reis e Crespo (2009), consistem em medidas padronizadas que têm como referência uma base de crianças dos Estados Unidos, fornecida pelo *National Center for Health Statistics* (NCHS). O cálculo do *z-score* da altura é dado subtraindo-se da altura da criança a altura mediana do grupo de referência com o mesmo sexo e a mesma idade (em meses) e dividindo-se esse resultado pelo erro padrão do mesmo grupo de referência norte-americano. De forma análoga, o *z-score* do peso é calculado. Esse método é vantajoso em relação a usar diretamente as medidas antropométricas pelo fato de que ele viabiliza a comparação entre diferentes idades e sexos, visto que os dados serão padronizados.

Além destas, outra forma bastante utilizada de se mensurar saúde é a análise subjetiva da mesma, ou seja, a saúde autorreferida, na qual, para o caso das crianças, os pais ou responsáveis avaliam a saúde de seus filhos, usando como exemplo o caso da PNAD, em: "Muito boa", "Boa", "Regular", "Ruim" ou "Muito ruim". Por causa da subjetividade, este método está sujeito a inúmeras críticas, porém, estudos mostram que ela tende a ser consistente com outras formas de avaliação mais objetivas, tendo, inclusive, maior efeito na percepção de doenças de longa duração do que o número de doenças declarado, dando a entender que a autoavaliação da saúde pode ser mais sensível para indicar o bem-estar do indivíduo, pois, além do estado físico, leva em consideração o estado emocional e a qualidade de vida. Assim sendo, a subjetividade da autoavaliação de saúde pode ser vista como um ponto positivo, pois esse indicador se torna um indicador global de bem-estar individual, que vai além de estudar apenas as doenças e condições objetivas e, ainda assim, apresenta relações bem estabelecidas com as mesmas (THEME FILHA et al., 2008).

## 2.2. Literatura internacional

A literatura estrangeira sobre saúde infantil é bastante ampla; por isso, neste trabalho estão apresentados apenas alguns artigos a fim de

ilustrar os estudos que vêm sendo desenvolvidos internacionalmente<sup>6</sup>.

Usando dados de 1993 da África do Sul, Medrano et al. (2008) analisaram a influência da escolaridade da mãe na saúde da criança. A pesquisa usou medidas antropométricas de crianças entre 6 meses e 6 anos de idade – peso e altura por idade (*z-score*) – para mensurar a saúde a partir da sua nutrição, pois a desnutrição apresenta efeitos de longo prazo na capacidade física e mental que levam à baixa produtividade na vida adulta. Os autores mostram que a África do Sul apresentava altos índices de analfabetismo em 1993, principalmente nas áreas rurais. Os dados utilizados foram do tipo *cross-section* e são do *South Africa Integrated House hold Survey*, de 1993, que pesquisou 9 mil residências sul-africanas. Observou-se que a população sul-africana apresentava *z-score* inferior à população americana de referência; porém, essa diferença era menor entre os brancos, sendo os negros e os que viviam nas regiões rurais os que apresentavam os menores *z-scores*, por isso se fez necessária a introdução de *dummies* para brancos e áreas urbanas. A educação da mãe mostrou-se positiva e significativamente relacionada com a altura (*z-score*) da criança, e esse impacto mostrou-se mais importante em crianças entre 3 e 6 anos de idade.

Case, Lubotsky e Paxson (2002) mostram que o fenômeno de pessoas relativamente mais ricas terem melhor saúde e longevidade tem antecedentes na infância, ou seja, a saúde das crianças é relacionada com a renda familiar e essa relação se torna mais nítida conforme a criança se torna mais velha. Esse efeito se acumula durante toda a vida dessas crianças e elas chegam à idade adulta com pior saúde e escolaridade. Controlando esse efeito com a educação dos pais, ele é bastante reduzido, mas continua grande e significativo, o que pode indicar que pais com maior nível de escolaridade tendem a cuidar mais da saúde dos filhos.

Segundo Case e Paxson (2006), crianças mais pobres são mais propensas a ter problemas de

saúde, e essa propensão aumenta à medida que a criança se torna mais velha. Isso pode limitar o sucesso econômico na vida adulta, pois crianças com problemas de saúde tendem a ter mais dificuldade de aprendizado e a parar de estudar mais cedo que as crianças saudáveis. Além disso, crianças com problemas de saúde se tornam adultos menos saudáveis, o que gera dificuldades maior espara se manter em bons empregos ou para trabalhar tantas horas quanto seus colegas de trabalho saudáveis.

No que diz respeito à relação positiva existente entre status socioeconômico e saúde, Chen, Martin e Matthews (2006) examinaram os períodos em que essa relação é mais forte para dados de crianças americanas. De acordo com os autores, essa relação não é estática, ou seja, sua intensidade varia de acordo com as fases da vida. Encontraram em seus resultados que, para específicas condições agudas, essa relação varia de acordo com a idade, sendo mais intensa durante a adolescência. Entre as condições agudas estudadas neste artigo, essa relação aparenta emergir por volta dos 9 anos de idade.

### 2.3. Literatura nacional

Analizando-se a associação entre a escolaridade de materna e indicadores obstétricos, evidências empíricas mostram que a baixa escolaridade materna está correlacionada com o baixo peso ao nascer (HAIDAR, OLIVEIRA e COSTA, 2001), o que indica maior risco de morte ou adoecimento no primeiro ano de vida da criança (HORTA et al., 1996). Além disso, Haidar, Oliveira e Costa (2001) encontraram correlação da baixa escolaridade materna com número de filhos vivos maior ou igual a 3 e com média de até seis consultas no pré-natal, o que levou os autores a considerar a escolaridade materna como um marcador obstétrico de risco para a gestante e para o recém-nascido.

Utilizando dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição realizada em 1989, Kassouf (1994) estima equações de demanda por saúde para crianças e recém-nascidos, além de analisar os potenciais fatores a influenciar na saúde infantil,

<sup>6</sup> Para uma revisão mais extensa dos trabalhos, ver Case e Paxson (2006).

encontrando como resultado que a renda, a infraestrutura domiciliar e a escolaridade da mãe exercem influência positiva sobre a saúde das crianças. Ainda segundo a mesma autora, taxas salariais mais altas estão relacionadas à pior saúde infantil, indicando que o custo de oportunidade do tempo dos pais aumenta e, por isso, menos tempo é alocado no cuidado das crianças.

Carvalhaes e Benício (2002) estudaram os riscos de desnutrição infantil associados à capacidade materna de cuidar, que incluiu diversos fatores, como escolaridade, saúde física e mental materna, estrutura familiar e trabalho. Os resultados demonstram que a baixa escolaridade da mãe quase duplicou o risco de desnutrição da criança; porém, depois de feitos os ajustes para os demais fatores, esse efeito caiu, aumentando em 70% o risco de desnutrição infantil. Embora esse resultado não tenha alcançado o nível crítico de significância estabelecido, isso não assegura que a escolaridade da mãe não exerça influência sobre a saúde da criança, pois resultados mais conclusivos demandariam um estudo com maior poder estatístico, que incluisse uma amostra maior.

Com relação à mortalidade infantil e à saúde das crianças no Brasil, Alves e Belluzzo (2004) investigam seus determinantes em termos municipais e individuais, respectivamente. Constataram que a mortalidade infantil no Brasil vem diminuindo, mas essa taxa continua alta quando comparada a outros países. Além disso, existem grandes desigualdades na mortalidade infantil entre os estados e regiões brasileiras, que ficam ainda mais visíveis quando comparadas a termos municipais. Neste trabalho, os autores estimaram um modelo estático e outro dinâmico para a mortalidade infantil, em que os coeficientes estimados corresponderam às expectativas, indicando que a renda, a escolaridade média e a proporção de residências com saneamento básico no município ajudam a reduzir a taxa de mortalidade infantil. Os autores estimaram, também, a demanda infantil por saúde, usando dados da Pesquisa de Padrões de Vida, realizada pelo IBGE de 1996-1997. Usaram, para isso, medidas antropométricas padronizadas pelos *z-scores* de crianças com idades

entre 0-12 anos. Encontraram que melhor infraestrutura e maior renda per capita beneficiam a saúde infantil. Além disso, ter pais saudáveis também propicia aumento na saúde infantil e ter mãe com menos de 16 anos diminuiu o nível de saúde, indicando que essas mães são menos experientes no cuidado das crianças. A educação da mãe teve impacto positivo e significativo, e a educação do pai, mesmo tendo efeito positivo na saúde da criança, não foi tão grande quanto a da mãe.

Nicolella, Kassouf e Barros (2008) analisaram o impacto do trabalho infantil sobre a saúde das crianças que tinham entre 5 e 15 anos em 1998, através de um pseudopainel, utilizando as PNADs de 1998 e 2003. Os principais resultados mostram que, para indivíduos da área urbana, fatores como trabalhar, saúde e escolaridade das mães, renda e possuir filtro de água apresentam coeficientes com sinais como o esperado e estatisticamente significativos. Já para a área rural, possuir filtro de água, trabalhar e a escolaridade das mães foram fatores estatisticamente insignificantes, enquanto renda e saúde das mães se apresentaram significativos.

Reis e Crespo (2009) usaram os dados do suplemento de saúde da PNAD de 2003, da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002/2003 e da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) de 2006 para avaliar o impacto da renda domiciliar sobre a saúde infantil. Para isso, usaram três métodos bastante utilizados na literatura para mensurar a saúde infantil: *z-score* do peso, *z-score* da altura e saúde referida. Os resultados mostraram que, para todas as bases de dados, independente do método de mensuração da saúde, famílias que apresentam renda domiciliar mais elevada têm, em média, criança mais saudáveis e que normalmente se recuperam melhor de choques negativos de saúde. Além disso, a educação da mãe se mostrou positivamente associada à saúde das crianças, sendo esse resultado significativo para todas as bases de dados. Segundo os mesmos autores, como crianças menos saudáveis tendem a ter sua capacidade produtiva diminuída, os resultados encontrados na pesquisa podem ser um mecanismo de transmissão de desigualdade socioeconômica entre as gerações.

Camelo, Tavares e Saiani (2009) mostram que a transferência de renda através do Programa Bolsa Família tem efeito significativo na segurança alimentar<sup>7</sup> dos domicílios selecionados, uma vez que estes são classificados como tendo insegurança alimentar leve. Quanto maior a insegurança alimentar, menor o efeito gerado pelo Programa. No âmbito nutricional, o Bolsa Família não demonstrou efeito na elevação de indicadores nutricionais de crianças subnutridas, provavelmente porque as crianças não apresentavam grave desnutrição. Porém, para crianças com sobre peso, foram encontrados efeitos positivos e significativos, ou seja, a participação no programa eleva as chances de sair de um estado acima do ideal. Com relação à mortalidade infantil, o Bolsa Família não apresenta impactos sobre sua redução.

### 3. Metodologia

Esta seção traz uma breve descrição da metodologia utilizada neste trabalho. Primeiramente é feita a descrição dos dados e, posteriormente, a metodologia econômica utilizada é brevemente descrita.

#### 3.1. Descrição dos dados

Como dito anteriormente, os dados utilizados neste trabalho têm como fonte a PNAD de 2008. A PNAD é uma base de dados que abrange todo o território brasileiro e apresenta características gerais da população, informações de educação, trabalho, renda, entre outros fatores. Além disso, a PNAD periodicamente apresenta suplementos no questionário com temas específicos, como saúde da população, acesso à internet, entre outros.

Na PNAD em 2008 foram pesquisadas 391.868 pessoas e 150.591 unidades domiciliares distribuídas por todas as Unidades da Federação. Depois de obter dados disponíveis para as variáveis, faixa etária (menores de 6 anos de idade) e lugar de interesse (área rural), restaram 4.622 observações.

<sup>7</sup> Segurança alimentar é a possibilidade de acesso à alimentação suficiente para uma vida saudável.

Considerando-se a expansão da PNAD para população, esse número equivale a mais de 2,28 milhões de crianças. Todas essas crianças estão nas condições de filhos das pessoas de referência do domicílio. Além disso, cabe destacar que a faixa etária escolhida provavelmente evita o problema de bicausalidade entre renda e saúde, já que, nesta faixa etária, a possibilidade de as crianças participarem do mercado de trabalho e de contribuírem para a renda domiciliar é baixa (REIS e CRESPO, 2009).

A escolha pelo ano de 2008 se deve ao fato de a PNAD trazer suplementos a cada ano sobre um tema específico e, neste ano, a saúde da população foi abordada no suplemento. E ainda, uma das novidades que a PNAD 2008 trouxe em relação a outras que também cobriam suplementos de saúde (1998 e 2003) foi a informação de quais domicílios eram cadastrados no Programa Saúde da Família (PSF).

Em relação à classificação rural, este artigo seguiu o dicionário da PNAD 2008 que reproduz a classificação especificada no Censo Demográfico 2000. Neste caso, o termo “rural” incorpora cinco categorias descritas na PNAD: “aglomerado rural de extensão urbana”; “aglomerado rural, isolado, povoado”; “aglomerado rural, isolado, núcleo”; “aglomerado rural, isolado, outros aglomerados” e “zona rural exclusive aglomerado rural”, sendo que a maioria, 85%, pertence à esta última categoria<sup>8</sup>.

A variável saúde reportada pelos pais ou responsáveis será a *proxy* de saúde utilizada neste trabalho, onde esta é classificada em uma escala de um a cinco: 1 é indicação de saúde muito boa; 2 indica saúde boa; 3, saúde regular; 4, saúde ruim e 5, saúde muito ruim. A mesma foi utilizada através de uma modelo *probit* ordenado. Este modelo é uma extensão do modelo *probit*, que também será estimado. Neste caso, como em Nicolella, Kassouf e Barros (2008), a variável *proxy* de saúde

<sup>8</sup> Como mencionado anteriormente há um debate sobre a delimitação do que é urbano e do que é rural. Este artigo não tratará deste aspecto. Para mais detalhes sobre esse tema ver Silva (1997).

teve 1 indicando saúde muito boa e 0, as demais categorias<sup>9</sup>.

A limitação desta *proxy* de saúde se refere ao seu grau de subjetividade. Diferentes indivíduos com o mesmo estoque de saúde, mas que vivem com diferentes condições socioeconômicas, podem relatar graus de saúde distintos devido a diferenças de informações, acesso a serviços de saúde etc. Este fato é um pouco minimizado pela restrição da nossa análise à área rural do Brasil; porém, a heterogeneidade na percepção dessas pessoas não é eliminada e a limitação continua existindo. De qualquer forma, a literatura tem utilizado muito este indicador por ser uma medida ampla e por ser capaz de considerar todos os tipos de morbidade, sendo que alguns estudos mostram uma grande relação dessa medida com medidas de mortalidade e morbidade (NORONHA, 2005).

Para analisar os determinantes do estado de saúde das crianças no Brasil rural serão utilizadas as seguintes variáveis independentes: renda domiciliar per capita (**renda**); escolaridade dos pais em anos (**educ\_mãe** e **educ\_pai**); idade dos pais em anos (**idade\_mãe** e **idade\_pai**); duas *dummies* para a saúde dos pais (**saudé\_mãe** e **saudé\_pai**), onde 1 indica saúde boa ou muito boa; *dummy* para o acesso ao PSF, onde 1 indica que o domicílio da criança é cadastrado no Programa Saúde da Família (**PSF**); *dummy* onde 1 indica que o domicílio tem rádio (**rádio**); *dummy* onde 1 indica que o domicílio tem televisão (**tv**); *dummy* onde 1 indica que o domicílio tem filtro de água (**filtro**); *dummy* onde 1 indica que o domicílio tem banheiro (**banheiro**); idade da criança em meses (**idade**); *dummy* de sexo da criança onde 1 indica sexo feminino (**sexo**); *dummy* de cor da criança onde 1 indica pardo ou negro (**cor**); número de crianças

<sup>9</sup> Costa (2008), em sua análise da importância da escolaridade sobre a saúde de adultos, utiliza como *proxy* uma variável binária, onde 1 indica saúde boa ou muito boa. Contudo, neste trabalho, utilizou-se essa outra configuração, já que, para saúde das crianças, aproximadamente 90% têm saúde muito boa ou boa, restando um pequeno número nas demais categorias e, além disso, as estimativas indicaram que fatores ligados à melhor saúde estão relacionados positivamente à proxy utilizada, resultados que estão de acordo com o modelo *probit* ordenado.

entre 0 e 4 anos (**crian\_0-4\_dom**), entre 5 e 9 anos (**crian\_5-9\_dom**), entre 10 e 14 anos (**crian\_10-14\_dom**); número total de pessoas no domicílio e *dummies* para as regiões do País (**d\_N**, **d\_NEd\_S**, **d\_SE** e **d\_CO**).

De acordo com a revisão da literatura discutida na seção anterior, a renda domiciliar per capita é um dos determinantes que recebe destaque na literatura, já que um nível maior de renda traz a possibilidade de os indivíduos adquirirem bens e serviços diretamente relacionados à saúde, ou mesmo de adquirirem bens básicos como alimentação. Portanto, espera-se que haja uma relação positiva entre renda e saúde.

Além disso, a educação dos pais, principalmente das mães, também tem importância, já que pais mais educados entendem melhor a necessidade de hábitos saudáveis e de higiene de seus filhos. Já a presença de televisão e rádio é representante de variáveis de informação que podem ser complementares à educação, no sentido de que pais mais informados e educados podem buscar um estilo de vida mais saudável tanto para eles próprios quanto para seus filhos, e podem entender melhor a importância de aspectos de prevenção de saúde, ou até mesmo de seguir recomendações de tratamentos. Outra variável de informação que poderia ser utilizada é o acesso à internet, contudo, como apenas uma pequena parcela das crianças na área rural vive em domicílios com este serviço (como será visto na próxima seção), esta variável não será utilizada nas estimativas.

Já a presença de banheiro e filtro nos domicílios está ligada à menor probabilidade de doenças infeciosas e parasitárias e, portanto, a um melhor estado de saúde. As principais doenças ligadas à veiculação hídrica são: infecções gastrintestinais, febre tifoide, poliomielite, amebíase, esquistossomose e shigelose, prevalecendo, nesse grupo de doenças, a incidência das infecções gastrintestinais (MENDONÇA e SEROA DA MOTTA, 2005).

Principalmente na área rural espera-se que o PSF tenha um papel importante, já que as pessoas que moram nessa área estão, em geral, distantes de serviços de saúde. O PSF foi implantado pelo

Ministério da Saúde em 1994 com o objetivo de garantir o acesso aos cuidados primários de saúde, assegurando os princípios do SUS de universalidade, integralidade, equidade e participação social. A equipe do PSF é composta, no mínimo, por um médico, um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e seis ou mais agentes comunitários de saúde, que ficam responsáveis pelo monitoramento de cerca de 3.000 a 4.500 famílias de uma determinada área. A atuação dessas equipes acontece em unidades básicas de saúde, nas residências e mobilizações da comunidade. Portanto, a estratégia da Saúde da Família pode ter um papel importante para as pessoas que têm dificuldade de acesso a serviços de saúde, como as da área rural.

Por fim, as demais variáveis, como sexo, idade, cor, número de crianças e *dummies* para as regiões, são controles comuns utilizados em estimativas dos determinantes da saúde infantil.

### 3.2. Metodologia econométrica

Dada a especificidade da variável dependente que será utilizada neste trabalho, um modelo apropriado para estimação se refere ao *probit* ordenado. Este é um modelo multinomial em que a variável dependente assume valores que estabelecem certo ordenamento dos dados, não de forma linear, mas de forma a ranquear os possíveis resultados. O modelo *probit* ordenado é uma extensão do modelo *probit* e também é expresso em termos de uma variável latente, digamos,  $S^*$ . Como exemplo, o modelo poderia ser expresso por:

$$S_i^* = f(X_i, e_i) \quad [1]$$

Em que, como dito,  $S_i^*$  é uma variável latente e, portanto, não observável, que representa o estado de saúde do indivíduo, que depende de  $X_i$ , um vetor de variáveis explicativas desse estado de saúde, e de  $e$ , que são fatores aleatórios que afetam a saúde das crianças. Quanto melhor a saúde das crianças e, portanto, maior  $S^*$ , os indivíduos que responderam o questionário tendem a relatar melhor categoria de saúde para as crianças.

No caso da PNAD, há cinco categorias, de modo que o intervalo de valores de  $S^*$  deve ser dividido em cinco intervalos, cada um correspondente a uma categoria do estado de saúde reportada.

Para uma breve explicação do modelo *probit* ordenado, considere um modelo geral com variável dependente discreta que toma como resultados valores multinomiais ordenados,  $y = 1, 2, \dots, m$ . O modelo pode ser expresso como:

$$y_i^* = x\beta + e, \quad e|x \sim N(0, 1) \quad [2]$$

em que  $\beta$  é um vetor  $K \times 1$ , e  $y^*$  é não observável, é possível notar:

$$\begin{aligned} y &= 0 \text{ se } y^* \leq \mu_1 \\ y &= j \text{ se } \mu_j < y^* \leq \mu_{j+1} \text{ para } j = 1, 2, \dots, m-1 \\ y &= m \text{ se } \mu_m < y^* \end{aligned} \quad [3]$$

Os valores limites ( $\mu$ ) correspondem aos pontos de corte (*cut-points*) em que o indivíduo se move de uma categoria relatada de saúde para outra. Por exemplo, no caso deste trabalho, a variável de saúde assume 5 diferentes valores (1, 2, 3, 4 e 5) e, portanto, tem quatro *cut-points*.

Dado o pressuposto que o termo de erro é distribuído normalmente, chega-se às seguintes probabilidades condicionais:

$$P(y = 0|x) = \Phi(\mu_1 - x\beta)$$

$$P(y = j|x) = \Phi(\mu_{j+1} - x\beta) - \Phi(\mu_j - x\beta), \quad [4]$$

para  $j = 1, 2, \dots, m-1$

$$P(y = m|x) = 1 - \Phi(\mu_m - x\beta)$$

em que  $\Phi(\cdot)$  é a função distribuição normal padrão. No caso de  $j=1$ , tem-se um modelo *probit* binário.

Os parâmetros  $\mu$  e  $\beta$  são parâmetros desconhecidos que podem ser estimados por máxima verossimilhança. Para cada  $i$ , a função log-verossimilhança é:

$$\begin{aligned} l_i &= [y_i = 0] \log [\Phi(\mu_1 - x_i\beta)] + [y_i = 1] \\ &\quad \log [\Phi(\mu_2 - x_i\beta) - \Phi(\mu_1 - x_i\beta)] + \dots + \\ &\quad + [y_i = m] \log [1 - \Phi(\mu_m - x_i\beta)] \end{aligned} \quad [5]$$

## 4. Análise dos resultados

Esta seção traz a análise dos resultados, em que primeiramente será feita uma breve análise de estatísticas descritivas, para posteriormente ser feita a análise dos resultados das estimativas.

### 4.1. Estatísticas descritivas

A Tabela 1 traz as médias das variáveis utilizadas neste trabalho para o Brasil rural e, como forma de comparação, também para a área urbana. Pode ser observado que o percentual de crianças com saúde reportada como muito boa na área rural é de 30%, menor do que o da área urbana, de 37,5%. Já a proporção de crianças com saúde reportada

como boa é maior na área rural, enquanto que, nas demais categorias, os valores são similares. Nota-se também que aproximadamente 50% das crianças são do sexo feminino em ambas as áreas, rural e urbana. Já 60,1% das crianças foram declaradas como pardas ou negras na área rural, percentual maior do que o da área urbana, de 45,5%.

Um fato também a ser observado na Tabela 1 é que a renda domiciliar per capita das crianças da área urbana é de R\$ 475,78; já na área rural, é de R\$ 174,05. Ou seja, a renda na área urbana é mais de 2,5 vezes equivalente à da área rural. Condições socioeconômicas precárias na área rural também são notadas em relação aos domicílios que têm filtro de água e banheiro. Na área rural, 39,1% das crianças moram em domicílios com filtro e

**Tabela 1.** Média das variáveis socioeconômicas para o Brasil, área urbana e área rural.

	Urbano	Rural
Saúde		
muito boa	0,375	0,30
boa	0,54	0,596
regular	0,08	0,096
ruim	0,004	0,007
muito ruim	0,001	0,001
sexo	0,496	0,49
cor	0,455	0,601
idade (em meses)	36,642	38,02
renda (R\$)	475,78	174,05
filtro	0,495	0,391
banheiro	0,977	0,731
rádio	0,863	0,766
TV	0,977	0,811
internet	0,208	0,022
educ_mãe	8,659	5,29
educ_pai	8,066	4,22
saúde_mãe	0,804	0,746
saúde_pai	0,816	0,76
idade_mãe (em anos)	29,864	28,827
idade_pai (em anos)	33,89	33,957
PSF	0,51	0,698
Regiões		
Norte	0,139	0,217
Nordeste	0,301	0,464
Sudeste	0,15	0,108
Sul	0,286	0,134
Centro-Oeste	0,124	0,076

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD 2008.

73,1% com banheiro; já na área urbana, 49,5% têm filtro e quase todas as crianças (97,7%) vivem em domicílios com banheiro. Enquanto 76,6% das crianças na área rural vivem em domicílios com rádio e 81,1%, com televisão, os percentuais para a área urbana são respectivamente 86,3% e 98%, ou seja, quase todas as crianças da área urbana vivem em domicílios com televisão. Em relação à internet, percebe-se uma forte disparidade: na área rural apenas 2,2% das crianças vivem em domicílios com internet, enquanto que, na área urbana, esse percentual é de quase 20,8%.

Já com relação aos indicadores dos pais, percebe-se, por meio da mesma tabela, que o número médio de anos de estudo das mães da área rural é de apenas 5,29 e, dos pais, 4,22. Estes números estão muito abaixo dos observados na área urbana, 8,66 para as mães e 8,07 para os pais. Com relação à saúde, 74,6% das mães e 76% dos pais da área rural declaravam ter saúde boa ou muito boa; já na área urbana, esses percentuais eram respectivamente 80,4% e 81,6%. Em relação ao Programa Saúde da Família, o percentual de crianças que vivem na área rural cadastradas nesse programa é maior, aproximadamente 69,8% contra 51% da área urbana, o que era previsto, visto que esse programa é mais voltado para a população mais carente. Por fim, nota-se que 68% das crianças da área rural da nossa amostra vivem na região Norte ou Nordeste, ou seja, apenas 32% vivem no Centro-Sul.

#### 4.2. Análise dos resultados do modelo econométrico

A Tabela 2 no apêndice traz os coeficientes das estimações por meio do modelo *probit* ordenado, para nossa amostra total de crianças menores de 6 anos de idade do Brasil rural. A primeira coluna da tabela apresenta como variáveis independentes o logaritmo natural da renda domiciliar per capita, a idade das crianças, sexo, cor, *dummies* para as regiões tendo como referência a região Norte, além de outras variáveis de controles contendo números de pessoas e crianças no domicílio. Os resultados se apresentam como o esperado. Pode ser observado que há evidências de que crianças com maior nível de renda apresentam melhores condições de saú-

de. Esta relação pode ser entendida pelo fato de que crianças que vivem em domicílios com maior nível de renda per capita têm maiores possibilidades de adquirirem bens e serviços ligados diretamente ou mesmo indiretamente à saúde. Estes resultados estão de acordo com a relação positiva entre renda e saúde das crianças encontrados em Case, Lubotsky e Paxson (2002) para os Estados Unidos, e em Reis e Crespo (2009) para o Brasil.

Também é possível observar na primeira coluna dessa tabela que o fato de as crianças serem negras ou pardas está ligado a piores condições de saúde, e que o fato de as crianças morarem em outras regiões e não no Norte está associado a melhores condições de saúde. Neste último caso, pode-se argumentar que isso pode capturar piores condições de acesso a serviços de saúde dessa região, ou outros fatores socioeconômicos ligados à saúde da criança, ou mesmo a questões endêmicas específicas da região. Já o coeficiente de sexo não se mostrou estatisticamente significativo.

Contudo, a primeira coluna mostra apenas uma relação preliminar, ou seja, deve ser lembrado que a renda se correlaciona com a educação dos pais, dado que a educação proporciona maiores rendimentos, e também com melhores condições gerais, como possuir TV, rádio, filtro, banheiro, além da relação possivelmente bicausal entre a saúde dos pais e a renda domiciliar per capita.

A coluna 2 da tabela adiciona, em relação às variáveis utilizadas na coluna 1, a escolaridade e a idade das mães. Percebe-se que o coeficiente da renda continua estatisticamente significativo e com o sinal como o esperado apesar de sua correlação com a escolaridade das mães. A relação entre escolaridade e saúde se apresenta com o sinal esperado, ou seja, um coeficiente negativo, mostrando que a maior escolaridade das mães diminui a probabilidade de as crianças serem mais doentes. E a idade das mães também se apresenta com o sinal como esperado; neste caso, podendo indicar que mães mais experientes levam as crianças a terem melhor saúde. A importância da educação das mães para a saúde das crianças é encontrada nos trabalhos de Reis e Crespo (2009), Alves e Belluzzo (2004) e Kassouf (1994).

**Tabela 2.** Coeficientes do modelo *probit* para os determinantes da saúde das crianças no Brasil rural.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnrenda	-0,088*	-0,071*	-0,060*	-0,034*	-0,034*
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
idade	0,003*	0,003*	0,003*	0,003*	0,003*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
sexo	0,002	0,001	0,002	-0,004*	-0,005*
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
cor	0,063*	0,057*	0,049*	0,024*	0,021*
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
d_NE	-0,237*	-0,237*	-0,242*	-0,201*	-0,133*
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
d_S	-0,200*	-0,192*	-0,186*	-0,166*	-0,161*
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
d_SE	-0,438*	-0,430*	-0,427*	-0,370*	-0,327*
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
d_CO	-0,324*	-0,319*	-0,313*	-0,299*	-0,269*
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
educ_mãe		-0,010*	-0,008*	-0,007*	-0,005*
		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
idade_mãe		-0,004*	-0,001*	-0,006*	-0,005*
		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
educ_pai			-0,010*	-0,007*	-0,005*
			(0,000)	(0,000)	(0,000)
idade_pai			-0,005*	-0,006*	-0,006*
			(0,000)	(0,000)	(0,000)
saúde_mãe				-0,403*	-0,405*
				(0,002)	(0,002)
saúde_pai				-0,307*	-0,309*
				(0,002)	(0,002)
TV					-0,150*
					(0,002)
rádio					0,001
					(0,002)
filtro					-0,079*
					(0,002)
banheiro					0,106*
					(0,002)
PSF					-0,074*
					(0,002)
Observações	4622	4622	4622	4622	4622

As regressões contêm as variáveis de controle: número de crianças nas faixas de 0 a 4 anos, 5 a 9 anos e 10 a 14 anos, além do número total de pessoas no domicílio. Erros padrão robustos entre parênteses. \*Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD 2008.

A coluna 3 da tabela adiciona, em relação à coluna anterior, escolaridade e idade dos pais. Os coeficientes são estatisticamente significativos e também apresentam os sinais esperados, ou seja,

maior escolaridade e idade dos pais aumentam a probabilidade de as crianças serem mais saudáveis.

Como mostram Case, Lubotsky, e Paxson (2002) e Reis e Crespo (2009) pais em piores condições de

saúde apresentam maior probabilidade de terem filhos menos saudáveis, o que pode ocorrer devido à maior propensão a doenças, pela hipótese de os pais não poderem dar a atenção que seria adequada para os filhos ou pela hipótese de que pais mais saudáveis têm hábitos mais saudáveis e os passam aos filhos. Os resultados da coluna 4 apresentam evidências nesse sentido para o Brasil rural.

Por fim, a coluna 5 adiciona as variáveis de informação – TV e rádio – além de filtro, banheiro e PSF. Percebe-se que o coeficiente da variável rádio não se apresentou estatisticamente significativo. Em parte, esse resultado pode estar relacionado ao fato de esta variável não ser uma boa *proxy* de informação. Pode ser argumentado que os pais estariam utilizando este bem para outros fins; neste caso, apenas para diversão ao ouvir somente músicas. Já a variável TV se apresentou estatisticamente significativa e o sinal, como o esperado, indicando que o fato de o domicílio ter esse bem leva à maior probabilidade de as crianças serem mais saudáveis. Neste último caso é sabido que, apesar de a televisão ser utilizada para entretenimento, muitas vezes a programação pode levar informações importantes ao público. No entanto, esta variável pode também captar outros fatores que afetam a saúde, ou seja, ela não pode ser vista como uma perfeita variável de informação.

Os coeficientes de filtro de água e banheiro se apresentam estatisticamente significativos. No caso do filtro, percebe-se que o sinal, como o esperado, tem uma relação positiva com melhor saúde das crianças. Porém, para a variável banheiro, o coeficiente se apresenta com o sinal contrário do esperado.

Os sinais das demais variáveis analisadas nas colunas anteriores se apresentam estatisticamente significativos e com os sinais esperados. A diferença é que, em relação às colunas 1, 2 e 3, o coeficiente da variável sexo muda o sinal e passa a ser estatisticamente significativo. Neste caso, indicaria que ser do sexo feminino aumenta a probabilidade de as crianças serem mais saudáveis. Resultado semelhante é encontrado em Alves e Belluzzo (2002), que utilizaram medidas antropométricas como *proxy* de saúde.

O coeficiente do PSF se apresenta estatisticamente significativo e, como o esperado, o fato de o domicílio ser cadastrado neste programa acarreta em maior probabilidade de as crianças serem mais saudáveis. Deve ser destacado que existem limitações neste coeficiente. Uma delas se refere à possível endogeneidade do PSF, já que o programa pode ter sido implantado no lugar onde a criança mora devido à saúde precária média da população (principalmente infantil, tendo, por exemplo, alta taxa de mortalidade infantil, dado o caráter do programa), e que a saúde desta criança pode estar correlacionada com esta saúde média. Dado que o PSF tem sido utilizado como estratégia nacional, principalmente no que se refere à saúde das crianças, desde o acompanhamento do período pré-natal até os primeiros anos de vida, o governo tem ampliado cada vez mais a cobertura deste programa e levado para diferentes municípios e, portanto, este fato minimiza em parte o problema. O outro problema se refere a outras políticas públicas ou fatores que sejam correlacionados com o PSF e não estejam incluídos no modelo; neste caso, esse coeficiente seria reflexo também destes outros fatores.

Alguns trabalhos mostram a importância do Programa Saúde da Família na saúde infantil. Macinko, Guanais e Souza (2006), por meio de um painel de dados com os estados do Brasil entre 1990 e 2002, encontram que um aumento de 10% no PSF esteve relacionado à queda de 4,5% na mortalidade infantil. Rocha e Soares (2010) também encontram importância do PSF na redução da mortalidade infantil por meio de dados municipais. Reis (2009) também analisou o impacto do PSF na saúde das crianças em uma estrutura de microdados da PNAD 2003. Alguns de seus resultados indicam que crianças que viviam em regiões onde o PSF esteve disponível durante o período pré-natal e na primeira infância são mais saudáveis do que crianças que não tinham o programa disponível durante o mesmo período de suas vidas. Contudo, devido ao fato de a PNAD 2003 não identificar se o domicílio era cadastrado no PSF, a disponibilidade do programa foi captada por meio da presença deste programa nos municípios, com a possibilidade de erros serem observados.

**Tabela 3.** Efeitos marginais do modelo *probit* ordenado, Brasil rural.

	<b>Muito Boa</b>	<b>Boa</b>	<b>Regular</b>	<b>Ruim</b>	<b>Muito Ruim</b>
Inrenda	0,011*	-0,006*	-0,005*	-0,000*	-0,000*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
educ_mãe	0,002*	-0,001*	-0,001*	-0,000*	-0,000*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
educ_pai	0,002*	-0,001*	-0,001*	-0,000*	-0,000*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
dsaúdemae	0,131*	-0,054*	-0,068*	-0,007*	-0,002*
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
dsaúdepai	0,101*	-0,044*	-0,051*	-0,005*	-0,001*
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
TV	0,050*	-0,024*	-0,024*	-0,002*	-0,001*
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
rádio	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
filtro	0,028*	-0,015*	-0,012*	-0,001*	-0,000*
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
banheiro	-0,037*	0,020*	0,015*	0,001*	0,000*
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
PSF	0,025*	-0,013*	-0,011*	-0,001*	-0,000*
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Observações	4622	4622	4622	4622	4622

As regressões contêm como controle todas as variáveis do modelo completo, como na coluna 5 da Tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses.

\*Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD 2008.

Enquanto a Tabela 2<sup>10</sup> apresenta os coeficientes do modelo *probit* ordenado, a Tabela 3 traz os efeitos marginais. Nesse caso observa-se que maior nível de renda, melhor saúde e escolaridade dos pais, possuir TV, filtro e morar num domicílio cadastrado no PSF aumentam a probabilidade de a saúde das crianças ser relatada como muito boa e diminuem a probabilidade de estar nas demais categorias – boa, regular, ruim e muito ruim. Por exemplo, o caso de a mãe ter saúde muito boa ou boa aumenta em 13% a probabilidade de as crianças estarem na categoria

mais alta de saúde (muito boa). Contudo, a idade e a escolaridade dos pais apresentam efeito relativamente pequeno, ou seja, um ano a mais na escolaridade da mãe da criança aumenta em 0,2% a probabilidade de estar na categoria de saúde muito boa.

Já a Tabela 4 traz uma análise da variável binária de saúde, em que, como dito anteriormente, 1 indica saúde muito boa e 0, os demais casos. Esta tabela apresenta os efeitos marginais do modelo *probit* com base nos valores médios das variáveis. A coluna 1 apresenta um modelo apenas com escolaridade e idade das mães e alguns controles como cor, idade, sexo das crianças e *dummies* para as regiões. Nota-se que um ano a mais de escolaridade da mãe aumenta em 0,7% a probabilidade de a criança ter saúde relatada como muito boa. Ao incluir a variável renda e controles de números de pessoas no domicílio (coluna 2), o efeito marginal da escolaridade da mãe sobre a saúde das crian-

<sup>10</sup> Por questões de espaço e para melhor visualização desta tabela e das posteriores, os resultados serão apresentados com base nas variáveis de interesse de nossa análise, ou seja, nos possíveis determinantes socioeconômicos da saúde infantil, deixando variáveis de controle como idade, regiões e outras fora dessas tabelas. Entretanto, ressalta-se que as estimações envolvem todos os controles e que as tabelas com os resultados de todas as variáveis estão disponíveis aos interessados por meio de contato com os autores deste trabalho.

ças cai para 0,2%, ou seja, isso representa queda relativa de 71%. E ainda, quando incluídas todas as variáveis do modelo utilizado neste trabalho, o efeito marginal da escolaridade da mãe passa a ser não estatisticamente significativo. Esses resultados estão em acordo com Nicolella, Kassouf e Barros (2008) que também encontraram que a educação das mães tem impacto estatisticamente insignificante sobre as saúde das crianças na área rural do Brasil, apesar de este trabalho utilizar método e faixa etária distintas do presente artigo.

Alguns argumentos podem ser levantados sobre o caso de a escolaridade dos pais não se apresentar como o esperado, ou seja, com efeito positivo significativo e forte. Pode ser argumentado que esse fato poderia estar ocorrendo devido à subjetividade da nossa *proxy* de saúde, entretanto, como foi dito, essa é defendida como sendo uma boa medida, apesar dessa limitação. Além disso, fatores como renda e saúde dos pais, entre outros, se mostraram importantes para a saúde das

crianças, mesmo utilizando esta medida. Outro argumento pode se basear na escolaridade como *proxy* de educação; essa primeira pode não refletir a segunda devido, entre outros fatores, à má qualidade de ensino no setor rural e, assim, pode não haver diferenças significativas na educação devido a aumentos na escolaridade, principalmente no que se refere aos primeiros anos de estudo. Por fim, deve ser lembrado que mesmo que este efeito seja não significativo, isso não anula a importância da escolaridade dos pais, já que esta, por teoria, tem relação com outros fatores que afetam a saúde infantil, como por exemplo, a renda domiciliar (LOUREIRO e GALRÃO, 2001).

No caso da renda, a Tabela 4 mostra que um aumento de 1% eleva em 2,3% a probabilidade de as crianças terem saúde muito boa. Em geral, os sinais e efeitos marginais, com alguma exceção, estão de acordo com o modelo *probit* ordenado, assim as tabelas posteriores estão concentradas no modelo *probit* com variável dependente binária.

**Tabela 4.** Efeitos marginais do modelo probit, Brasil rural.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Inrenda		0,035* (0,000)	0,023* (0,000)
educ_mãe	0,007* (0,000)	0,002* (0,000)	-0,000 (0,000)
educ_pai			0,002* (0,000)
saúde_mãe			0,105* (0,001)
saúde_pai			0,101* (0,001)
TV			0,056* (0,001)
rádio			0,000 (0,001)
filtro			0,036* (0,001)
banheiro			-0,052* (0,001)
PSF			0,042* (0,001)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,018	0,024	0,047
Observações	4622	4622	4622

As regressões contêm como controle todas as variáveis do modelo completo, como na coluna 5 da Tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses.

\* Significante a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD 2008.

**Tabela 5.** Efeitos marginais do modelo probit, regiões Nordeste, Norte e Centro-Sul rural.

	Nordeste	Norte	Centro-Sul
Inrenda	0,025* (0,001)	0,046* (0,001)	0,015* (0,001)
educ_mãe	-0,004 (0,004)	0,004* (0,000)	0,001* (0,000)
educ_pai	0,005* (0,000)	0,002* (0,000)	-0,000 (0,000)
saúde_mãe	0,107* (0,001)	0,034* (0,001)	0,143* (0,001)
saúde_pai	0,102* (0,001)	0,046* (0,001)	0,132* (0,001)
TV	0,067* (0,001)	0,006* (0,002)	-0,000 (0,002)
filtro	0,028* (0,001)	0,043* (0,002)	0,055* (0,001)
banheiro	-0,051* (0,001)	-0,046* (0,002)	-0,108* (0,003)
PSF	0,069* (0,001)	0,079* (0,001)	-0,010 (0,028)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,042	0,108	0,043
Observações	2.146	1.005	1.471

As regressões contêm como controle todas as variáveis do modelo completo, como na coluna 5 da Tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses.

\* Significante a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD 2008.

As tabelas que se encontram no apêndice trazem resultados para a amostra separada por regiões, renda e escolaridade da mãe, o que permite observar diferenças nesses casos. Além disso, a análise passa a envolver grupos mais homogêneos. A Tabela 5 no apêndice, por exemplo, apresenta análise para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Sul (Sudeste, Sul e Centro-Oeste), na qual todas apresentam os efeitos marginais do modelo *probit* baseados nos valores médios das variáveis. Primeiramente, pode ser notado que o efeito marginal da renda sobre a saúde das crianças é maior na região Norte, neste caso, um aumento de 1% na renda eleva em 4,6% a probabilidade de as crianças terem saúde relatada como muito boa, sendo este efeito três vezes maior do que o efeito do Centro-Sul do País. Ainda com relação à Tabela 5, nota-se que, assim como para o Brasil, no Nordeste o efeito marginal da escolaridade da mãe sobre a saúde infantil é estatisticamente não significativo, e para o Centro-Sul, é relativamente pequeno (0,1%). Já para a região Norte, este efeito é quatro

vezes maior do que para o Centro-Sul, ou seja, o aumento de um ano na escolaridade da mãe eleva em 0,4% a probabilidade de as crianças terem saúde relatada como muito boa. Já a escolaridade do pai é não estatisticamente significativa para o Centro-Sul e tem efeito marginal relativamente pequeno para a região Norte, sendo que, para a região Nordeste, um ano a mais na escolaridade do pai está relacionada a um aumento de 0,5% na probabilidade de as crianças terem saúde muito boa. Com relação à variável de informação TV, o efeito marginal é estatisticamente significativo e de magnitude considerável apenas para a região Nordeste. Neste caso, o fato de o domicílio ter televisão aumenta em 6,7% a probabilidade de a saúde das crianças ser relatada como muito boa. Para o acesso à água filtrada, o efeito marginal sobre a saúde das crianças é maior para o Centro-Sul, sendo duas vezes maior do que o efeito para a região Nordeste. E, por fim, os efeitos marginais do PSF sobre a saúde das crianças são significativos apenas nas regiões Norte e Nordeste.

**Tabela 6.** Efeitos marginais do modelo probit, amostra separada por grupos de renda.

	<=R\$70	<=R\$118	>R\$118
Inrenda	0,023* (0,001)	0,048* (0,001)	0,056* (0,001)
educ_mãe	-0,003 (0,005)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,004)
educ_pai	0,015* (0,000)	0,008* (0,000)	-0,002 (0,000)
saúde_mãe	0,093* (0,001)	0,073* (0,001)	0,146* (0,001)
saúde_pai	0,073* (0,001)	0,109* (0,001)	0,093* (0,001)
TV	0,059* (0,001)	0,044* (0,001)	0,054* (0,002)
filtro	0,075* (0,001)	0,051* (0,001)	0,027* (0,001)
banheiro	-0,046* (0,001)	-0,049* (0,001)	-0,053* (0,002)
PSF	0,100* (0,001)	0,063* (0,001)	0,022* (0,001)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,061	0,066	0,045
Observações	1.170	2.306	2.316

As regressões contêm como controle todas as variáveis do modelo completo, como na coluna 5 da Tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses.

\*Significante a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD 2008.

Nesta última região, o fato de o domicílio ser cadastrado no programa aumenta em aproximadamente 7% a probabilidade de as crianças apresentarem saúde muito boa. Esses resultados estão de acordo com Rocha e Soares (2010), que encontram que o efeito deste programa sobre a mortalidade é maior nos municípios das regiões Norte e Nordeste.

Já a Tabela 6 do apêndice mostra os resultados da amostra separada para os 25% mais pobres (crianças com renda domiciliar per capita menor ou igual a R\$70), os 50% mais pobres (crianças com renda menor ou igual a R\$ 118) e os 50% com maior renda (crianças com renda maior que R\$ 118)<sup>11</sup>. Todas as análises mostram os efeitos marginais do modelo *probit* baseados nos valores médios das variáveis. Em relação aos resultados anteriores, pode-se destacar o efeito marginal da escolaridade dos pais para os 25% mais pobres –

neste caso, um ano a mais na escolaridade do pai aumenta em 1,5% a probabilidade de as crianças terem saúde relatada como muito boa. Esse efeito se reduz para 0,8% para os 50% mais pobres e é não significativo para os 50% com maior renda. O efeito marginal sobre a saúde de se ter filtro d'água é maior para os mais pobres, 7,5% para os 25% mais pobres e 5,1% para os 50% mais pobres. E, por fim, o PSF também tem efeito marginal maior entre os mais carentes; neste caso, o fato de o domicílio ser cadastrado neste programa aumenta em 10% a probabilidade de as crianças terem saúde muito boa, sendo este efeito mais de 4,5 vezes maior do que para o grupo de maior renda. Este resultado já era esperado, já que são os mais pobres que mais necessitam desse tipo de política pública de atenção básica à saúde.

A Tabela 7 traz os resultados para a amostra separada em crianças com mães com escolaridade de até 4 anos e escolaridade maior que 4 anos (divisão de 50% das crianças para cada caso,

<sup>11</sup> Estes valores são aproximados e a divisão é baseada no valor do percentil correspondente.

**Tabela 7.** Efeitos marginais do modelo *probit*, amostra separada por educação das mães.

	<=4anos	>4anos	>4anos e <=R\$150	>4anos e >R\$150
Inrenda	0,018*	0,026*	0,051*	0,027*
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
educ_mãe	-0,022*	0,010*	-0,002	0,020*
	(0,000)	(0,000)	(0,007)	(0,000)
educ_pai	0,003*	-0,000	-0,000	0,002*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
saúde_mãe	0,079*	0,136*	0,094*	0,190*
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
saúde_pai	0,112*	0,085*	0,084*	0,082*
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
TV	0,012*	0,124*	0,103*	0,156*
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
filtro	0,071*	0,003*	0,029*	-0,019*
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
banheiro	-0,041*	-0,076*	-0,054*	-0,117*
	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,003)
PSF	-0,002	0,078*	0,113*	0,055*
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,062	0,052	0,063	0,062
Observações	2.424	2.424	1.231	1.193

As regressões contêm como controle todas as variáveis do modelo completo, como na coluna 5 da Tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses.

\*Significante a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD 2008.

aproximadamente). Em relação aos resultados anteriores, é possível destacar, por meio desta tabela, que a escolaridade das mães é significativa estatisticamente para os dois casos, porém, para a amostra de mães com até 4 anos de estudo (coluna 1), o efeito da escolaridade das mães sobre a saúde infantil é negativa e de magnitude relativamente alta, sendo este resultado o contrário do esperado. Este resultado pode ocorrer devido ao fato de a escolaridade nesses primeiros anos não resultarem qualidade educacional. Já para o grupo de crianças com mães que têm mais de 4 anos de escolaridade (coluna 2), um ano a mais de estudo da mãe aumenta em 1% a probabilidade de as crianças terem saúde relatada como muito boa, sendo este caso o esperado por teoria. Por meio das colunas 3 e 4, que separam esse último caso (coluna 2) em duas faixas de renda (50% mais pobres e 50% mais ricos), observa-se que o efeito da escolaridade das mães é não estatisticamente significativo no caso de renda menor ou

igual a R\$ 150; já para renda maior que R\$ 150, o efeito marginal é de 2%, ou seja, o dobro do efeito observado na coluna 2.

Além disso, a variável de informação TV tem um efeito marginal sobre a saúde das crianças 12 vezes maior para o caso de mães com mais de quatro anos de estudo. Uma possível explicação para isso é que a maior escolaridade pode estar relacionada tanto à maior quantidade de informações, já que se espera que pessoas com maior escolaridade busquem mais informações, dentre estas as relativas à saúde, quanto à qualidade no uso das informações disponíveis.

Por fim, para o PSF, o efeito marginal sobre a saúde é estatisticamente não significativo para o caso de crianças com mães com menos de quatro anos de estudo. A coluna 3 mostra que, para mães com mais de quatro anos de estudo e renda domiciliar per capita menor ou igual a R\$ 150, o efeito marginal é o dobro do efeito do caso de mães com mais de quatro anos de estudo e renda maior

que R\$ 150, ou seja, neste primeiro caso, o fato de o domicílio ser cadastrado no PSF aumenta em 11,3% a probabilidade de as crianças terem saúde relatada como muito boa. Este resultado indica que este programa tem efeitos maiores para os mais carentes e os filhos de mãe com maior escolaridade. Além disso, o resultado já era esperado, visto que o PSF envolve questões relativas à educação de saúde, como, por exemplo, questões sobre amamentação, reidratação oral, imunização e acompanhamento do crescimento infantil (MACINKO, GUANAIS e SOUZA, 2006).

## 5. Conclusões

Este trabalho teve o objetivo de analisar os determinantes socioeconômicos do estado de saúde infantil no Brasil rural. Para tanto, foi utilizada a base de dados da PNAD 2008, escolhendo como proxy de saúde a saúde reportada das crianças, que é classificada em cinco categorias (muito boa, boa, regular, ruim ou muito ruim). Para as estimações foram utilizados o modelo *probit* ordenado, utilizando as cinco categorias de classificação, e o modelo *probit*, neste caso, a variável dicotómica, sendo 1 para saúde muito boa e 0 para os demais casos. Todas as estimativas foram realizadas para uma amostra com crianças menores de seis anos do Brasil rural, e também separando essa amostra por regiões, renda e escolaridade das mães.

Os principais resultados mostram que fatores como maior nível de renda, melhor saúde dos pais, maiores níveis de informação, acesso à água de melhor qualidade, além de políticas públicas como o Programa Saúde da Família têm relação positiva e significativa, tanto estatisticamente quanto em magnitude, com a saúde dessas crianças. Os efeitos marginais do PSF sobre a saúde infantil se mostraram maiores para as regiões Norte e Nordeste, para os mais pobres, e no caso de maior escolaridade das mães (neste caso, foram comparadas crianças com mães com até quatro anos de estudo e crianças com mães com mais de quatro anos de estudo). Com relação à escolaridade dos pais, os efeitos são, em alguns casos, pequenos ou não estatisticamente significativos. Esses últimos

resultados devem ser analisados com cautela, visto que a escolaridade pode não estar sendo traduzida em educação, possivelmente devido à má qualidade de ensino da área rural. Deve-se ressaltar, também, que no caso de filhos de mães com mais de 4 anos de estudo o efeito se apresentou forte e significativo (este efeito parece ser devido ao grupo de maior renda). Além disso, em todos os casos deve ser lembrada a relação indireta que deve existir entre educação dos pais e saúde das crianças; neste caso, podendo acontecer devido à relação desta primeira com a renda.

Estes resultados corroboram os encontrados na literatura para amostras em termos nacionais totais, ou seja, que incluem juntas áreas rural e urbana (REIS e CRESPO, 2009; ALVES e BELLUZZO, 2004; REIS, 2009). A não significância estatística da escolaridade das mães e a relação positiva da renda e da saúde das mães em relação à saúde das crianças da área rural do Brasil são resultados que também foram encontrados em Nicolella, Kassouf e Barros (2008); porém, estes utilizaram faixa etária, metodologia e anos de PNAD distintos dos utilizados neste artigo. Além do mais, o presente trabalho encontrou outras variáveis de importância para a saúde da criança, como PSF, variável de informação, saúde dos pais e acesso à água de qualidade.

Assim sendo, as condições socioeconômicas precárias gerais de grande parte dos indivíduos da área rural podem resultar em pior saúde das crianças. Ademais, essa precariedade na saúde infantil pode afetar seus níveis de educação, além da relação que pode existir entre saúde na infância e na idade adulta e, portanto, essa condição de saúde pode afetar os rendimentos futuros devido à baixa acumulação de capital humano, tanto na forma de saúde quanto de educação. Ou seja, essa situação socioeconômica precária pode se perpetuar. Reis e Crespo (2009) descreveram anteriormente a implicação do baixo nível socioeconômico sobre a perpetuação da pobreza.

Dado o problema da precariedade da situação socioeconômica rural em geral, percebe-se a importância de políticas públicas que consigam afetar a saúde das crianças e que, consequente-

mente, deem a elas a oportunidade de sair deste círculo de pobreza. Com base nos resultados encontrados neste trabalho, conclui-se que políticas visando acesso à saneamento, melhorias no nível de renda das pessoas da área rural, ou mesmo nos níveis de educação dos pais, ou ainda, políticas de saúde como o PSF que parece ter importância principalmente para a população mais pobre, seriam meios eficazes para melhorar a saúde dessas crianças.

## 6. Referências bibliográficas

- ALVES, D. e BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, v. 2 n. 3, p. 391-410, 2004.
- CAMELO, R.; TAVARES, P.A. e SAIANI, C. C. S. Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o Programa Bolsa Família. In: *37º Encontro Nacional de Economia da Anpec*, 2009.
- CARVALHAES MABL e BENÍCIO MHD'A. Capacidade materna de cuidar e desnutrição infantil. *Rev Saúde Pública*, v. 36, p. 188-97, 2002.
- CASE, A; LUBOTSKY, D. e PAXSON, C. Economic status and health in childhood: the origins of the gradient. *The American Economic Review*, v. 92, n. 5, p. 1308-1334. 2002.
- CASE, A. e PAXSON, C. Children's Health and Social Mobility. *The Future of Children*, v. 16, n. 2, p. 151-172. 2006.
- CHEN, E.; MARTIN, A. D. e MATTHEWS, K. A. Socioeconomic status and health: do gradients differ within childhood and adolescence? *Social Science & Medicine*, v. 62, p. 2161-2170, 2006.
- COSTA, R. R. F. O efeito da educação sobre estado de saúde individual no Brasil. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar. *Dissertação de Mestrado*: v. 91, 2008.
- HAIDAR, F H; OLIVEIRA, U. F e COSTA, L. F C. Escolaridade materna: correlação com os indicadores obstétricos. *Cadernos de Saúde Pública*. v. 17, p. 1025-1029. 2001.
- HORTA, B. L.; BARROS, F. C.; HALPERN, R. e VICTORA, C. G. Baixo peso ao nascer em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 12, p. S27-S31. 1996.
- KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 24, p. 235-260, 1994.
- IPEA. PNAD 2008: Primeiras análises – O setor rural. Comunicados do Ipea, 2010.
- LAURENTI, R.; JORGE, M. H. P. M.; LEBRÃO, M. L. e GOTLIEB, S. L. D. *Estatística de saúde*. São Paulo, EPU, 2005.
- LOUREIRO, P. R. A e GALRÃO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 5, p. 519-545. 2001.
- MACINKO, J.; GUANAIS, F. e SOUZA, M. Evaluation of the impact of family health program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *Journal of Epidemiology and Community Health*, v. 60, p. 13-19. 2006.
- MEDRANO, P. et al. Does Mother'S Education Matter InChild'S Health? Evidence From South Africa. *South African Journal of Economics*, v. 76, n. 4, p. 612-627. 2008.
- MENDONÇA, M. e SEROA DA MOTTA, R. *Saúde e saneamento no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para discussão, n. 1081, 2005.
- NICOLELLA, A. C.; KASSOUF, A. L. e BARROS, A. L. M. O impacto do trabalho infantil no setor agrícola sobre a saúde. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 3, p. 673-701, 2008.
- NORONHA, K. *A Relação entre o Estado de Saúde e a Desigualdade de Renda no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar: Tese de Doutorado, 2005.
- REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE. *Indicadores básicos de saúde no Brasil: conceitos e aplicações*. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2002.
- REIS, M. Public primary health care and child health in Brazil: evidence from siblings. In: *31º Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria*, 2009.
- REIS, M. e CRESPO, A. *O Impacto da Renda Domiciliar sobre a Saúde Infantil no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA. Textoparadiscussão, n. 1397, 2009.
- ROCHA, R. e SOARES, R. R. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. *Health Economics*, v. 19, p. 126-158, 2010.
- SILVA, J. G. *O novo rural brasileiro*. Nova Economia. v. 7, n. 1, 1997.
- SILVA, J. G.; DEL GROSSI, M. e CAMPANHOLA, C. O que há realmente novo no rural brasileiro. *Cadernos de Ciência e Tecnologia*, v. 19, n. 1, p. 37-67, 2002.
- THEME FILHA M. M; SZWARCWALD C. L. e SOUZA JÚNIOR P.R. B. Medidas de morbidade referida e inter-relações com dimensões de saúde. *Rev Saúde Pública*, v. 42, n. 1, p. 73-81, 2008.
- VICTORA, C. G. et al. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *Lancet*. v. 377, n. 9780, p. 1863-76. 2011.