

OS DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS DO ESTADO DE SAÚDE INDIVIDUAL DAS CRIANÇAS NO BRASIL RURAL

Anderson Moreira Aristides dos Santos (UFAL)
Cesar Augusto Oviedo Tejada (PPGOM/UFPel)
Fernanda Ewerling (UFPel)

Resumo

Este trabalho tem o objetivo de analisar os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural através 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. Devido ao impacto negativo das condições socioeconômicas precárias sobre a saúde na infância, e ao fato de que a pior saúde infantil pode acarretar no futuro em novas condições socioeconômicas precárias, este 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. The main results show that elements such as better health of parents, higher income, higher levels of information, access to water of greater quality, besides public politics as *Programa Saúde da Família* are positively related with children's health. Due the impacts of poor socioeconomic conditions on children's health and by reason of this may lead the children to new poor socioeconomic conditions in the future, can result the perpetuation of poverty. Thus, public politics that affects the children's health in a positive way can promote a favorable result to the population.

Key Words: Children's health, rural Brazil, socioeconomic determinants.

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 esse 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 importante, sendo colocada, inclusive, como um transmissor intergeracional de desigualdade social por Reis e Crespo (2009), pois crianças mais pobres têm pior saúde devido à incapacidade financeira dos pais de adquirir insumos para a sua melhoria. Isso as leva a ter piores rendimentos escolares e, no futuro, além de serem adultos menos saudáveis, elas terão menor capacidade produtiva e, portanto, menores rendimentos. 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; BELLUZZO, 2004). Mães com maior nível de escolaridade tendem a entender melhor o que é saudável e o que seus filhos precisam, levando-os a apresentar melhores níveis de saúde. Além disso, a escolaridade materna também está correlacionada com a renda, pois maior escolaridade está ligada a maiores salários, logo, mães mais educadas também terão melhores condições socioeconômicas podendo comprar insumos para a saúde de seus filhos como planos de saúde, cuidados médicos e alimentação saudável. Com relação ao fato de ter pais saudáveis ser 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. Aqueles pais com melhor saúde devem levar vidas mais saudáveis, tendo a alimentação saudável e a prática de esportes em sua rotina, portanto, seus filhos também tenderiam a ser mais saudáveis que os filhos de pais sedentários ou que têm uma má alimentação.

Nos últimos 50 anos, o Brasil transformou-se de uma sociedade predominantemente rural para outra em que, segundo o estudo do IPEA (2010) através dos dados da PNAD 2008, os domicílios rurais abrigam pouco mais de 16% do total de habitantes no país. 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 estudo mostra também as condições socioeconômicas precárias que essa população da área rural apresenta em relação à 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. E ainda, um terço dos domicílios rurais não possui água encanada, ao passo que, nas cidades, essa proporção não atinge 3%. A renda mensal domiciliar *per capita* da população rural é inferior à metade da renda do mesmo tipo verificada nos domicílios de área urbana. 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, por

exemplo, uma cobertura de planos de saúde muito maior para a área urbana, além do que a saúde das crianças avaliada como muito boa é maior na área urbana.¹

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 et al. (2008), contudo este trabalho utiliza outras PNADs (1998 e 2003), além de faixa etária e objetivo principal distintos do presente trabalho².

Com base nessas considerações, este trabalho tem o propósito de estudar os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças no Brasil rural através de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008, coletada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para tanto este artigo está separado em 5 seções, além desta introdução. Na segunda seção é apresentada uma breve revisão da literatura seguida pela metodologia, os resultados e, por fim a última seção trás as considerações finais.

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, bem como 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 mensurar saúde infantil, e, em seguida, são apresentadas breves revisões da literatura nacional e estrangeira.

2.1 Medidas de Saúde

Existem diversas formas de mensurar saúde infantil, e, dentre elas, iremos citar as que vêm sendo mais amplamente utilizadas na literatura atual.

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 mensurar saúde individual, existem as medidas objetivas, que são medidas antropométricas (peso, altura, etc.) e clinicamente determinadas mediante consulta médica. Existem também as medidas auto-reportadas, que apresentam uma dimensão clínica, funcional e subjetiva da saúde do indivíduo (NORONHA, 2005).

Inicialmente, trataremos das 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 do que, 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 (Opas/OMS - Organização Pan-Americana da Saúde 2002; Laurenti, Jorge 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

¹ Estatísticas descritivas deste tipo com base na amostra do presente trabalho serão apresentadas na seção 4.1.

² Como será apresentado na seção de revisão de literatura, o trabalho de Nicolella et al. (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.

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 de crianças nascidas vivas, bem como subenumeração 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 (Opas/OMS - Organização Pan-Americana da Saúde 2002). Os problemas de distorção que essa medida pode sofrer 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 agregada e diz respeito ao percentual de recém-nascidos, pesados na primeira hora de vida, com peso inferior a 2.500 gramas, em dada localidade e determinado ano. Esse percentual, quando alto, associa-se a baixo desenvolvimento socioeconômico da região, bem como baixos níveis de assistência materno-infantil. O baixo peso ao nascer é um importante fator de risco de mortalidade e de baixa morbidade infantil e quanto menor o peso ao nascer, maior a probabilidade de morte da criança (Opas/OMS - Organização Pan-Americana da Saúde 2002).

Já em relação às medidas individuais, temos as 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, a literatura apresenta diversos trabalhos utilizando 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, pois os dados serão padronizados.

Além destas, outra forma de mensurar saúde bastante utilizada é a análise subjetiva da mesma, ou seja, a saúde auto-referida, 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”, que em uma escala de 1 a 5, 1 indica saúde “Muito boa” e 5 indica saúde “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 auto-avaliação 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 auto-avaliação 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 vem sendo desenvolvidos internacionalmente.³

³ Para uma revisão mais extensa dos trabalhos, ver Case e Paxson (2006).

Usando dados de 1993 da África do Sul, Medrano *et al.* (2008) analisa 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. O autor mostra em seu trabalho 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 Household 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 *et al.* (2002) mostra 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, porém continua grande e significativo, o que pode indicar que pais com maior escolaridade são mais propensos a cuidar 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 vir a 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 acarreta maiores dificuldades para 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 *et al.* (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 em idades similares, por volta dos 9 anos de idade.

2.3 Literatura nacional

Analizando-se a associação entre a escolaridade materna e indicadores obstétricos, temos que a baixa escolaridade materna está correlacionada com o baixo peso ao nascer (HAIDAR, *et al.*, 2001), o que indica maior risco de morte ou adoecimento no primeiro ano de vida da criança (HORTA, *et al.*, 1996). Além disso, Haidar *et al.* (2001) encontrou correlação da baixa escolaridade materna com número de filhos vivos maior ou igual a 3 e com consultas médias no pré-natal em número até 6, o que levou os autores a considerar a escolaridade materna como um marcador obstétrico de risco para a gestante, bem como 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 do que analisa os potenciais fatores a influir na saúde infantil, encontrando como resultado que a renda e a infra-estrutura domiciliar, bem como 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.

Carvalhães 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. Dentre seus resultados, temos 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 incluísse uma amostra maior.

Com relação à mortalidade infantil e à saúde das crianças no Brasil, Alves e Belluzzo (2004) investigam seus determinantes a nível municipal e individual, respectivamente. Constataram que a mortalidade infantil no Brasil vem diminuindo, porém, 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 nível municipal. 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 entre 0-12 anos de idade. 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 diminui o nível de saúde, indicando que essas mães são menos experientes no cuidado das crianças. A educação da mãe teve impacto positivo e significante, e a educação do pai, mesmo tendo um efeito positivo na saúde da criança, este não foi tão grande quanto o da mãe.

Nicolella et al. (2008) analisaram o impacto do trabalho infantil sobre a saúde das crianças que tinham entre 5 e 15 anos em 1998, através de um pseudo-painel, utilizando as PNAD's 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 apresentam coeficientes com sinais como o esperado e estatisticamente significativos, já para área rural possuir filtro, 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 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (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. Seus 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 saudável 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 *et al* (2009) mostra que a transferência de renda através do Programa Bolsa Família tem efeito significativo na segurança alimentar⁴ dos domicílios selecionados, uma vez que estes sejam 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 sobrepeso, 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 que será utilizada neste trabalho. Primeiramente será feita uma descrição dos dados, e, posteriormente, será descrita brevemente a metodologia econométrica a ser utilizada.

3.1 Descrição dos dados

Como dito anteriormente, os dados utilizados neste trabalho têm como fonte a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (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. 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), a quantidade de observações que restaram foi 4 622, considerando a expansão da PNAD para população esse número equivale a 2 285 732 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 bi-causalidade entre renda e saúde, já que, nesta faixa etária a possibilidade é baixa de as crianças participarem do mercado de trabalho e de contribuírem para renda domiciliar (REIS; 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).

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 será utilizada através de uma modelo probit ordenado. Este modelo é uma extensão do modelo probit, este último que também será estimado, onde neste caso, como em Nicolella *et al.* (2008), a variável proxy de saúde terá 1 indicando saúde muito boa e 0 as demais categorias.⁵

⁴ Segurança alimentar é a possibilidade de acesso a uma alimentação suficiente para se ter uma vida saudável.

⁵ 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, no nosso caso utilizaremos essa outra configuração, já que para saúde das crianças aproximadamente 90% tem saúde muito boa ou boa, restando um

A limitação da nossa proxy de saúde se refere ao grau de subjetividade que ela tem. 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 limitação continua existindo. De qualquer forma, a literatura tem utilizado bastante este indicador por ser uma medida ampla e por esta acabar sendo 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 iremos utilizar 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 (**saúde_mãe** e **saúde_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 (**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 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_NE** **d_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 maior nível de renda traz a possibilidade de os indivíduos adquirirem bens e serviços diretamente relacionados à saúde, ou mesmo, adquirirem bens básicos como alimentação. Portanto, esperamos 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 como 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), não utilizaremos esta variável nas estimativas.

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

pequeno número nas demais categorias, e, além disso, as estimativas indicaram que fatores ligados a melhor saúde estão relacionados positivamente a esta nossa proxy, resultados que estão de acordo com o modelo probit ordenado.

enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e seis ou mais agentes comunitários de saúde, que ficam responsáveis pelo monitoramento de cerca de 3000 a 4500 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 tem dificuldade de acesso a serviços de saúde, como as pessoas 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, e sim 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, nosso modelo poderia ser expresso por:

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

Onde, como dito, S_i^* é uma variável latente, e, portanto, não observável, que representa um melhor estado de saúde do indivíduo, que depende de X_i , que é 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 uma melhor categoria de saúde para as crianças. No nosso caso, 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:

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

onde β é um vetor $K \times 1$, e y^* é não observável, o que podemos notar é:

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

Os valores limites (μ) correspondem aos pontos de corte (*cut-points*) onde o indivíduo se move de uma categoria relatada de saúde para outra. Por exemplo, no caso deste trabalho a variável de saúde assume cinco 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, nós temos as seguintes probabilidades condicionais:

$$P(y = 0|\mathbf{x}) = \Phi(\mu_1 - \mathbf{x}\beta) \quad (4)$$

$$P(y = j|\mathbf{x}) = \Phi(\mu_{j+1} - \mathbf{x}\beta) - \Phi(\mu_j - \mathbf{x}\beta), \quad \text{para } j=1, 2, \dots, m-1$$

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

onde $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição normal padrão. No caso de $j=1$ temos um modelo probit binário.

Os parâmetros μ e β são parâmetros desconhecidos que podem ser estimados por máxima verossimilhança. Para cada i , a função log-verossimilhança é:

$$\ell_i = [y_i = 0] \log[\Phi(\mu_1 - x_i\beta)] + [y_i = 1] \log[\Phi(\mu_2 - x_i\beta) - \Phi(\mu_1 - x_i\beta)] + \dots + [y_i = m] \log[1 - \Phi(\mu_m - x_i\beta)] \quad (5)$$

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Esta seção traz a análise dos resultados, onde 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 A1* traz as médias das variáveis utilizadas neste trabalho para o Brasil rural e, como forma de comparação, também para área urbana. Pode ser observado que o percentual de crianças com saúde reportada como muito boa na área rural é de 30%, percentual menor do que o da área urbana, 37,5%. Já a proporção de crianças com saúde reportada como boa é maior na área rural, enquanto 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, na área rural, foram declaradas como sendo pardas ou pretas, percentual este maior do que na área urbana, 45,5%.

Um fato também a ser observado na *tabela A1* é que a renda domiciliar per capita das crianças da área urbana é de R\$ 475,78, já na área rural é 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 a domicílios que tem filtro e banheiro. Na área rural 39,1% das crianças moram em domicílios com filtro e 73,1% com banheiro, já na área urbana 49,5% têm filtro e quase todas as crianças vivem em domicílios com banheiro, 97,7%. E, enquanto 76,6% das crianças na área rural vivem em domicílios com rádio e 81,1% com televisão, os percentuais para área urbana são respectivamente 86,3% e 98%, ou seja, quase todas as crianças da área urbana vivem em domicílios com televisão. E ainda, em relação à internet percebe-se a forte disparidade, na área rural apenas 2,2% das crianças vivem em domicílios com internet, enquanto na área urbana esse percentual é de quase 20,8%.

Já com relação aos indicadores dos pais, percebe-se através dessa tabela que o número médio de anos de estudo das mães da área rural é de apenas 5,29 e dos pais 4,22, números estes, muito abaixo da 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 ou na região Norte ou na região Nordeste, ou seja, apenas 32% vivem no Centro-Sul.

4.2 Análise dos resultados do modelo econométrico

A tabela A2 no apêndice traz os coeficientes das estimações através 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 de que há evidências de que crianças com maior nível de renda apresentam melhores condições de saúde. 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 à saúde, ou mesmo ligados indiretamente. 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.

Podemos observar também na primeira coluna dessa tabela que o fato das 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 podemos argumentar que isso pode estar captando as piores condições de acesso a serviços de saúde dessa região, ou outros fatores socioeconômicos ligados a 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 bi-causal entre a saúde dos pais e a renda domiciliar *per capita*.

A coluna 2 da tabela adiciona, em relação as 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 escolaridade das mães. A relação entre escolaridade e saúde se apresenta com o sinal como o esperado, ou seja, um coeficiente negativo, mostrando que uma 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 estar indicando 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).

A coluna 3 da tabela adiciona, em relação a coluna anterior, escolaridade e idade dos pais. Os coeficientes são estatisticamente significativos e também apresentam os sinais como esperado, ou seja, maior escolaridade e idade dos pais aumenta 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 com pior saúde, isso pode ser explicado tanto pela 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 desta

variável não ser uma boa proxy para variáveis de informação, pode ser argumentado que os pais podem estar 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 possuir esse bem acarreta em uma maior probabilidade de as crianças serem mais saudáveis. Neste último caso é sabido que apesar de a televisão ser utilizada como diversão, muitas vezes as propagandas podem levar informações ao público. Contudo, esta variável pode também estar captando outros fatores que afetam saúde, ou seja, ela não pode ser vista como uma perfeita variável de informação.

Os coeficientes de filtro 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 o 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 agora passa a ser estatisticamente significativo. Neste caso estaria indicando que o fato de ser do sexo feminino aumenta a probabilidade de as crianças serem mais saudáveis. Resultado semelhante é encontrada em Alvez e Belluzzo (2002) utilizando 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 uma 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, como a taxa de mortalidade infantil, dado o caráter do programa), e a saúde desta criança pode ser 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 esse 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 estaria sendo reflexo também destes outros fatores.

Alguns trabalhos mostram a importância do Programa Saúde da Família na saúde infantil. Macinko *et al.* (2006), através de um painel de dados com os estados do Brasil entre 1990-2002, encontram que um aumento de 10% no PSF esteve relacionado a uma queda de 4,5% na mortalidade infantil. Rocha e Soares (2010) também encontram importância do PSF na redução da mortalidade infantil através de dados em nível municipal.

E por fim Reis (2009) analisa o impacto da saúde das crianças em uma estrutura de microdados da PNAD 2003. Alguns de seus resultados indicam que crianças 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 através da presença deste programa nos municípios, podendo neste caso haver erros.

Enquanto a tabela A2⁶ apresenta os coeficientes do modelo probit ordenado, a tabela A3 traz os efeitos marginais. Nesse caso observa-se que maior nível de renda, melhor saúde e

⁶ Por questões de espaço e para uma 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

escolaridade dos pais, possuir TV, filtro, 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 A4 traz uma análise da variável binária de saúde, onde, 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 crianças cai para 0,2%, ou seja, isso representa uma queda relativa de 71%. E ainda quando incluídas todas as variáveis do nosso modelo, o efeito marginal da escolaridade da mãe passa a ser não estatisticamente significativo. Esses resultados estão de acordo com Nicolella *et al.* (2008) que também encontraram que a educação das mães tem impacto estatisticamente insignificante sobre as saúde das crianças para área rural do Brasil, apesar deste trabalho utilizar método e faixa etária distinta do nosso trabalho.

Alguns argumentos podem ser levantados sobre o caso da 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 a subjetividade da nossa proxy de saúde, contudo, 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 estar refletindo a segunda devido, entre outros fatores, à 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. E 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 A4 mostra que um aumento de 1% aumenta em 2,3 % a probabilidade de as crianças terem saúde muito boa. E 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.

Essas tabelas seguintes todas que se encontram no apêndice e trazem resultados para amostra separada por regiões, renda e escolaridade da mãe, o que permite notar diferenças nesses casos, ademais, a análise passa a envolver grupos mais homogêneos.

A tabela A5 no apêndice, por exemplo, apresenta uma análise para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Sul (Sudeste, Sul e Centro-Oeste), 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 aumenta 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

tabelas. Mas, ressalte-se que as estimações envolvem todos os controles e tabelas com os resultados de todas as variáveis estão disponíveis aos interessados através de contato com os autores deste trabalho.

país. Ainda com relação à tabela A5, 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 sendo este de 0,1 %. Já para a região Norte este efeito é quatro vezes maior do que para o Centro-Sul, ou seja, um aumento de um ano na escolaridade da mãe aumenta 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 região Nordeste. E por fim, os efeitos marginais do PSF sobre a saúde das crianças são significativos apenas para as regiões Norte e Nordeste, neste último, o caso de o domicílio ser cadastrado no programa aumenta em aproximadamente 7 % a probabilidade de as crianças terem saúde muito boa. Esses resultados estão de acordo com Rocha e Soares (2010) que encontram que os efeitos deste programa sobre a mortalidade é maior para municípios das regiões Norte e Nordeste.

Já a tabela A6 do apêndice mostra os resultados para 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% de maior renda (crianças com renda maior que R\$118)⁷. Todas as análises mostram os efeitos marginais do modelo probit baseados nos valores médios das variáveis. Em relação aos resultados anteriores podemos 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% de maior renda. O efeito marginal de ter filtro sobre a saúde 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 para os mais pobres, 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 A7 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, aproximadamente). Em relação aos resultados anteriores podemos destacar através 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 estar ocorrendo devido à escolaridade nesses primeiros anos não estar se refletindo em qualidade educacional. Já para o grupo de crianças com mães que possuem 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. E ainda, através 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

⁷ Estes valores são aproximados e a divisão é baseada no valor do percentil correspondente.

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.

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 4 anos de estudo, isso pode ser explicado através da possibilidade de uma maior escolaridade estar relacionada tanto a maior quantidade de informações, já que se espera que pessoas com maior escolaridade busquem mais informações dentre estas as relativas à saúde, como na maior 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 4 anos de estudo. A coluna 3 mostra que para mães com mais de 4 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 4 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 está dentro do esperado indicando que este programa tem efeitos maiores para os mais carentes e os filhos de mãe com maior escolaridade, já 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 *et al.*, 2006).

5- CONSIDERAÇÕES FINAIS

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 5 categorias (muito boa, boa, regular, ruim ou muito ruim). Para as estimações foram utilizados o modelo probit ordenado, utilizando as 5 categorias de classificação, e o modelo probit, neste caso a variável dicotômica sendo 1 para saúde muito boa e 0 para os demais casos. Todas as estimações foram realizadas para uma amostra com crianças menores de 6 anos do Brasil rural, e também separando essa amostra por regiões, renda, escolaridade das mães.

Os principais resultados mostram que fatores como maior nível de renda, melhor saúde dos pais, maiores níveis de informação, acesso a água de maior qualidade, além de políticas públicas como o Programa Saúde da Família têm uma relação positiva e significativa tanto estatisticamente como em magnitude. Os efeitos marginais do PSF se mostraram maiores para as regiões Norte e Nordeste, para os mais pobres, e no caso de maior escolaridade das mães (onde foi comparado crianças com mães com até 4 anos de estudo com as com mais de 4 anos). 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 já que a escolaridade pode não estar sendo traduzida em educação. Além do que, no caso de filhos de mães com mais de 4 anos de estudo o feito se apresentou forte e significativo (parecendo este efeito ser devido ao grupo de maior renda). E ainda, 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.

Assim, as condições socioeconômicas precárias gerais de grande parte dos indivíduos da área rural podem acarretar 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 como de educação. Ou seja, essa situação socioeconômica precária pode se perpetuar.

Portanto, percebe-se a importância de políticas públicas que consigam afetar a saúde das crianças, seja através de 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.

REFERÊNCIAS

- ALVES, D.; BELLUZZO, W. "Infant mortality and child health in Brazil". **Economics and Human Biology** 2:391–410, 2004.
- CARVALHÃES, M. A. d. B. L.; BENÍCIO, M. H. D. A. "Capacidade materna de cuidar e desnutrição infantil." **Revista de Saúde Pública** 36: 188-197, 2002.
- CASE, A.; LUBOTSKY, D; PAXSON, C. "Economic status and health in childhood: the origins of the gradient." **The American Economic Review** 92(No. 5): 1308-1334, 2002.
- CASE, A.; PAXSON, C. "Children's Health and Social Mobility." **The Future of Children** 16(Number 2 Fall 2006): 151-172, 2006.
- CHEN, E. et al. "Socioeconomic status and health: Do gradients differ within childhood and adolescence?" **Social Science & Medicine** 62: 2161-2170, 2006
- COSTA, R. R. F. "O efeito da educação sobre estado de saúde individual no Brasil". Cedeplar. Belo Horizonte, MG, UFMG. **Dissertação de Mestrado**: 91, 2008.
- HAIDAR, F. H.; OLIVEIRA, U. F.; COSTA, L.F.C. "Escolaridade materna: correlação com os indicadores obstétricos." **Cadernos de Saúde Pública** 17: 1025-1029, 2001.
- HORTA, B. L. et al. "Baixo peso ao nascer em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil." **Cadernos de Saúde Pública** 12: S27-S31, 1996.
- KASSOUF, A. L. "A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor." **Pesquisa e Planejamento Econômico** 24: 235-260, 1994.
- IPEA. PNAD 2008: Primeiras análises – O setor rural. **Comunicados do Ipea**, 2010.
- LAURENTI, R. et al. Estatísticas de Saúde. São Paulo, EPU, 2005.
- LOUREIRO, P.R.A.; GALRÃO, F. G. "Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano", 1990–2002. **Economia Aplicada** 5: 519–545, 2001.
- MACINKO, J., GUANAIS, F., SOUZA, M. "Evaluation of the impact of family health program on infant mortality in Brazil", 1990–2002. **Journal of Epidemiology and Community Health** 60: 13–19, 2006.
- MEDRANO, P. et al. "Does Mother'S Education Matter In Child'S Health? Evidence From South Africa." **South African Journal of Economics** 76(4): 612-627, 2008.
- MENDONÇA, M.; SEROA DA MOTTA, R. "Saúde e saneamento no Brasil." Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA **Texto para discussão**, n. 1081, 2005.
- NORONHA, K. "A Relação entre o Estado de Saúde e a Desigualdade de Renda no Brasil" CEDEPLAR. Belo Horizonte, Minas Gerais, **Tese de Doutorado**, 2005.
- OPAS/OMS, O. P.-A. d. S.-. "Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações". Brasília: 300, 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; CRESPO, A. "O Impacto da Renda Domiciliar sobre a Saúde Infantil no Brasil." Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, **Texto para discussão**, n.1397, 2009.

ROCHA, R.; SOARES, R. R. "Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program". **Health Economics** **19**: 126-158, 2010.

CAMELO,R.; TAVARES, P. A.; 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.

THEME FILHA, M. M. et al. "Medidas de morbidade referida e inter-relações com dimensões de saúde." **Revista de Saúde Pública** **42**: 73-81, 2008.

VICTORA et al. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. **The Lancet**, v. 377, n. 9780. Pags. 1863-1876, 2011.

Apêndice

Tabela A1- Média das variáveis socioeconômicas, 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: Cálculos do autor através dos dados da PNAD.		

Tabela A2- 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

Fonte: Cálculos do autor

Notas: 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%.

Tabela A3- Efeitos marginais do modelo probit ordenado, Brasil rural.

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

Fonte: Cálculos do autor

Notas: As regressões contêm como controle todas variáveis do modelo completo como na coluna 5 da tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses. * Significante a 1%.

Tabela A4- Efeitos marginais do modelo probit, Brasil rural.

	Modelo1	Modelo2	Modelo3
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 ²	0,018	0,024	0,047
Observações	4622	4622	4622

Fonte: Cálculos do autor

Notas: As regressões contêm como controle todas variáveis do modelo completo como na coluna 5 da tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses. * Significante a 1%.

Tabela A5- Efeitos marginais do modelo probit, regiões Nordeste, Norte e Centro- Sul rural.

	Nordeste	Norte	Centro-Sul
lnrenda	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 ²	0,042	0,108	0,043
Observações	2.146	1.005	1.471

Fonte: Cálculos do autor

Notas:As regressões contêm como controle todas variáveis do modelo completo como na coluna 5 da tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses. * Significante a 1%.

Tabela A6- Efeitos marginais do modelo probit, amostra separada por grupos de renda.

	<=R\$70	<=R\$118	>R\$118
lnrenda	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 ²	0,061	0,066	0,045
Observações	1.170	2.306	2.316

Fonte: Cálculos do autor

Notas:As regressões contêm como controle todas variáveis do modelo completo como na coluna 5 da tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses . * Significante a 1%.

Tabela A7- Efeitos marginais do modelo probit, amostra separada por educação das mães.

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

Fonte: Cálculos do autor

Notas: As regressões contêm como controle todas variáveis do modelo completo como na coluna 5 da tabela A1. Erros padrão robustos entre parênteses . * Significante a 1%.