

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIENCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES
DISSERTAÇÃO**

**RENDA, DESIGUALDADE REGIONAL E SAÚDE INFANTIL: UM ESTUDO
EMPÍRICO PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS**

Aluno: Luís Eduardo Barbosa
Carazza

Orientador: Raul da Mota
Silveira Neto

Recife, 2012

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIENCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES
DISSERTAÇÃO**

**RENDA, DESIGUALDADE REGIONAL E SAÚDE INFANTIL: UM ESTUDO
EMPÍRICO PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS**

Aluno: Luís Eduardo Barbosa
Carazza

Orientador: Raul da Mota
Silveira Neto

Dissertação submetida
para avaliação da
banca examinadora do
Programa de Pós
Graduação em
Economia – PIMES.

Recife, 2012

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

C262r Carazza, Luís Eduardo Barbosa
Renda, desigualdade regional e saúde infantil : um estudo empírico para as regiões metropolitanas brasileiras / Luís Eduardo Barbosa Carazza. - Recife : O Autor, 2012.
55 folhas : il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA. Economia, 2012.
Inclui bibliografia e apêndice.

1. Saúde infantil. 2. Renda domiciliar per capita. 3. Desigualdades regionais. 4. Decomposição de Fairlie. I. Silveira Neto, Raul da Mota (Orientador). II. Título.

330.9 CDD (22.ed.) UFPE (CSA 2012 – 045)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DO MESTRADO
ACADÊMICO EM ECONOMIA DE:

LUIZ EDUARDO BARBOSA CARAZZA

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Luiz Eduardo Barbosa Carazza **APROVADO**.

Recife, 09/03/2012

Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto

Orientador

Profª. Drª. Tatiane Almeida de Menezes

Examinador Interno

Prof. Dr. Hilton Martins de Brito Ramalho

Examinador Externo/ UFPB

À minha família

Agradecimentos

Agradeço aos professores e funcionários do Departamento de Economia (DECON) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco por todos os ensinamentos. Em especial, gostaria de agradecer as oportunidades concedidas, os conselhos e a paciência do meu orientador, professor Raul da Mota Silveira Neto.

Agradeço também aos meus colegas de turma por terem me ajudado nesse caminho complicado e de muito aprendizado. Especialmente, Thiago Bananeira, por todo o apoio e força.

Agradeço também a minha família de Brasília por ter sempre me apoiado independentemente de qualquer coisa e a minha família de Recife, por ter me amparado em momentos tortuosos, em especial, a minha companheira e amada Lívia Queiroz.

Agradeço a minha mãe, por sempre estar ao meu lado.

Agradeço aos meus avós, pela força e exemplo de vida.

Resumo

Muitos estudos na literatura econômica têm mostrado que a renda parece um importante determinante da saúde infantil. Assim, a intenção deste trabalho é investigar como variáveis pessoais, domiciliares e familiares, além da própria renda *per capita*, afetam a saúde infantil nas regiões metropolitanas brasileiras e se essas variáveis explicam as discrepâncias regionais na saúde infantil. Os resultados apontam que a renda domiciliar *per capita* mostrou-se significativa em praticamente todas as regressões. Raça, gênero e número de componentes familiares também mostraram ser importantes para a determinação da saúde das crianças.

Palavras-Chave: Saúde Infantil, Renda domiciliar *per capita*, desigualdades regionais, Decomposição de Fairlie.

Abstract

Many studies in the economics literature have shown that income seems an important determinant of child health. Thus, the intent of this paper is to investigate how personal variables, household and family, besides the *per capita* income, affect children's health in the Brazilian metropolitan regions and whether these variables explain the regional differences in child health. The results show that *per capita* household income was significant in the almost all regressions. Race, gender and number of family components also shown to be important for determining the health of children.

Keywords: Child Health, *Per Capita* Household Income, Regional Inequalities and Fairlie's Decomposition.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatística Comparativa das Regiões Metropolitanas e do Brasil ...	18
Tabela 2 - Saúde Infantil das Regiões Metropolitanas – Percentual de Crianças em 2008	20
Tabela 3 – Características Pessoais das Crianças nas Regiões Metropolitanas – 2008	21
Tabela 4 - Características Familiares e domiciliares para as Regiões Metropolitanas - 2008.....	22
Tabela 5 – Determinantes da saúde infantil reportada nas Regiões Metropolitanas – 2008.....	27
Tabela 6 – Determinantes das crianças acamadas nas Regiões Metropolitanas - 2008	31
Tabela 7 – Determinantes das crianças com atividades restritas nas Regiões Metropolitanas - 2008.....	35
Tabela 8 – Determinantes das crianças com diarreia ou vômito nas Regiões Metropolitanas - 2008.....	38
Tabela 9 – Determinantes das desigualdades regionais para saúde infantil reportada - 2008.....	42
Tabela 10 – Determinantes das desigualdades regionais de saúde infantil para doentes de cama – 2008.....	52
Tabela 11 – Determinantes das desigualdades regionais de saúde infantil para restrição a atividades habituais – 2008	53
Tabela 12– Determinantes das desigualdades regionais de saúde infantil para diarreia e vômito – 2008.....	54

LISTA DE GRÁFICOS

Figura 1 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda	23
Figura 2 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda para as regiões metropolitanas do Norte e Nordeste	24
Figura 3 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda para as regiões metropolitanas do Sudeste	25
Figura 4 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda para as regiões metropolitanas do Sul e Centro-Oeste.....	25

Sumário

1. Introdução	1
2. Renda Familiar e Saúde Infantil na Literatura Econômica	7
3. Determinantes das Desigualdades Regionais de Saúde Infantil: Estratégia Empírica	10
3.1 Dados.....	11
3.2 Modelos	12
4. Saúde Infantil nas Regiões Metropolitanas do Brasil: Evidências Iniciais	18
5. Influência da Renda e Disparidades Regionais na Saúde Infantil: Evidências para as Regiões Metropolitanas do Brasil.....	26
5.1 Renda Familiar, características pessoais e familiares: influências sobre a saúde infantil nas regiões metropolitanas brasileiras.....	26
5.2 Determinantes para as Disparidades Regionais de Saúde no Brasil: a Decomposição de Fairlie.....	41
6. Conclusão	46
7. REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	48
8. Apêndice	52

1. Introdução

A literatura econômica sobre desigualdade social em saúde sugere que o estado de saúde de um indivíduo pode ser explicado através de três dimensões básicas. A primeira está associada a fatores relacionados às preferências do indivíduo, a segunda a questões exógenas ao indivíduo e a última às suas condições socioeconômicas (NORONHA, 2002). Quando se trata de saúde infantil, estas características continuam valendo e o objetivo principal deste texto é verificar como estas condições afetam a saúde da criança.

As preferências referem-se a hábitos e escolhas do indivíduo, os aspectos exógenos são independentes de atitudes e das condições socioeconômicas, na medida em que estão associados a aspectos relacionados à genética, acidentes e ciclo de vida do indivíduo e os fatores socioeconômicos que explicam a relação entre a renda e o estado de saúde do indivíduo. Em relação à terceira dimensão existe uma linha de investigação (RIBEIRO, 2001) que enfatiza a relação entre produtividade e nível saúde, indicando um ciclo virtuoso entre produtividade, renda, educação e melhores condições de saúde e também associa renda a melhores condições de trabalho e moradia, o que proporciona uma exposição menor aos riscos de saúde. Nessa perspectiva, eliminando as influências dos fatores relacionados às preferências individuais e a aspectos biológicos, os indivíduos de classes socioeconômicas mais baixas têm maiores chances de morrer e adoecer, chances que são amplificadas quando os indivíduos vivem em sociedades marcadas por profundas desigualdades sociais (DEATON e PAXTON, 1998).

Análises e estudos na área de saúde no Brasil e em outros países – em desenvolvimento ou desenvolvidos – denotam a existência de desigualdades em saúde na população, com uma distribuição diferenciada entre os estratos sociais, de tal modo que quanto maior o estrato maior a possibilidade de acesso à saúde (FAHEL *et al.* 2008). Uma breve revisão da literatura na área pode demonstrar que há interações entre estratificação social e a presença de desigualdades em saúde. Assim, as desigualdades em saúde caracterizadas

como uma faceta das desigualdades sociais e passam a ser objeto de análise teórica e empírica por parte de vários pesquisadores. Por essa razão, urge a necessidade do estudo das diferenças regionais de saúde no Brasil.

Diversos estudos indicam que a renda domiciliar parece um importante determinante da saúde infantil (REIS e CRESPO, 2009). Há uma literatura extensa em economia que demonstra que níveis mais baixos de renda estão associados a piores condições de saúde (DEATON, 2005). Pessoas mais pobres tendem a ter piores condições de saúde, pois vivem em ambientes mais precários e, também, possuem uma pior nutrição. Dessa maneira, estas pessoas estão mais sujeitas a diversos tipos de doenças por não terem acesso a serviços públicos e, por conseqüência, serviços de saúde de boa qualidade. Entretanto, a própria precariedade da saúde pode ser um fator determinante para que os rendimentos sejam mais baixos, já que há uma associação direta entre produtividade de um indivíduo e sua condição de saúde.

Há uma relação direta e positiva entre renda familiar e saúde infantil desde a primeira infância. Assumindo que a participação das crianças na renda domiciliar é zero, pode-se eliminar a causalidade da saúde sobre a renda, desde que o comportamento dos pais no mercado de trabalho não dependa da saúde dos filhos (REIS e CRESPO, 2009). Assim, a correlação observada pode ser resultante do efeito da renda na saúde, mas pode também sofrer o impacto de outros fatores correlacionados com a própria renda domiciliar.

No trabalho feito por Case, Lubotsky e Paxson (2002) foram encontradas fortes evidências de que a renda domiciliar afeta positivamente as condições de saúde de crianças menores de dezessete anos nos Estados Unidos. Mostrou-se, também, que uma parte da correlação entre renda e saúde é explicada pela educação dos pais, pois esta afeta positivamente ambas as variáveis. Outros resultados bastante semelhantes também foram observados no Canadá e na Inglaterra (CURRIE; STABILE, 2003; CURRIE; MORETTI, 2007 e CASE; LEE; PAXSON, 2007).

Uma elevada parte da população brasileira ainda vive abaixo da linha da pobreza e, por isso, é fundamental a análise entre renda e saúde infantil no Brasil. Barros *et al.* (2007a) aponta que 34,1% da população vivia na pobreza

em 2005 e 13,2% estava abaixo da linha de pobreza extrema¹. A maior parte da pobreza no Brasil está concentrada nas crianças. Barros *et al.* (2007b) mostrou que praticamente 20% das crianças vivem em situação de extrema pobreza, percentual maior que a média nacional. Entretanto, a renda domiciliar média dos 10% mais ricos da população é quase 20 vezes maior do que a média dos 40% mais pobres. Assim, crianças que estão distribuídas nos estratos mais altos possuem maiores acessos a serviços de saúde de boa qualidade e, por consequência, também possuem uma melhor nutrição e vivem em ambientes melhores. A soma desses fatores faz com que elas tenham melhores condições de saúde.

No caso brasileiro, a despeito da evidente importância do tema, não são muitos os trabalhos que tentam associar renda familiar e saúde infantil. Entre os poucos trabalhos, Hoffmann (1998) mostrou que existe uma relação positiva entre a renda domiciliar e a altura das crianças. No mesmo sentido, Crespo e Reis (2009) apontaram que maiores níveis de renda estão associados positivamente com um melhor nível de saúde reportada.

Machado (2008) destaca que as crianças em condições precárias de saúde tendem a entrar mais tarde na escola e assim acabam mais atrasadas do que crianças mais saudáveis. Portanto, crianças que crescem em domicílios pobres não apenas podem ter piores condições de saúde na infância, mas também serão provavelmente menos capazes de gerar maiores renda quando adultas, permanecendo na pobreza. Dessa maneira, a relação entre renda e saúde infantil pode ser um importante transmissor de desigualdade socioeconômica entre as gerações agravando ainda mais as desigualdades regionais no país.

A desigualdade social em saúde tem sido evidenciada entre grupos sociais com diferentes condições – socioeconômicas, étnicas, etárias, de gênero e de localização territorial – e esta desigualdade, como consequência, vem gerando um excedente de danos que afetam principalmente os grupos sociais mais vulneráveis: mortalidade precoce, sobrecarga de procedimentos

¹ Para este cálculo, são utilizados dados da Pnad de 2008 e linhas de pobreza regionalizadas, considerando R\$ 162,6 a média nacional para a pobreza e R\$ 81,3 a média para a extrema pobreza.

médicos, ampliação de demandas por serviços sociais e redução da possibilidade de ascensão social (OMS, 2002).

Estudos internacionais também apontam para a presença de desigualdade em saúde de diferentes países, como Inglaterra (TOWNSEND *et al*, 1982), Estados Unidos (CHANDOLA, 2000; WAGSTAFF, 2000; KNUST *et al*, 1995) e Japão (ISHIDA, 2004). Estes evidenciam que as desigualdades estão diretamente associadas à renda, educação, ocupação ou posição na hierarquia social e características nutricionais.

Doorslae *et al* (1997) relata que há evidências da existência de uma relação entre iniquidade da renda e iniquidade na saúde em auto avaliações feitas em nove países industrializados. Os dados sobre as pesquisas com saúde foram utilizados para a construção de curvas com auto avaliação sobre saúde. Diferenças na saúde favorecem as classes sociais mais privilegiadas e foram significativamente importante em todos os países. Nos Estados Unidos e no Reino Unido há grandes discrepâncias entre a saúde das pessoas. Entre os outros países europeus, como, Suécia, Finlândia e antiga Alemanha Ocidental as desigualdades são menores. Entre os países, uma forte associação foi encontrada entre desigualdade na saúde e desigualdade na renda.

O'Donnel *et al* (2000) apresenta uma comparação da equidade horizontal na utilização de assistência médica em 10 países europeus e os Estados Unidos. Ele não apenas amplia o trabalho anterior (DOOLSLEAR *et al*, 1997), usando dados mais recentes de um conjunto maior de países, mas também usa métodos novos e apresenta os resultados desagregados por vários tipos de assistência médica. Em todos os países, os grupos de renda mais baixa são os usuários mais intensivos do sistema de saúde. Mas depois de padronização indireta para diferentes necessidades, há pouca ou nenhuma evidência da desigualdade significativa na prestação de cuidados de saúde globais, embora em metade dos países a significativa desigualdade em favor dos ricos emerja para os serviços de saúde. Isto parece ser devido principalmente a um maior uso de serviços médicos especializados por grupos de renda mais alta e uma maior utilização da saúde pública entre os grupos de baixa renda. Estes resultados parecem ser bastante gerais e surgem em

países com características muito diversas sobre o acesso e os incentivos à saúde.

A premissa é de que a desigualdade social em saúde deve ser considerada como as diferenças nas condições de saúde evidenciadas em distintos subgrupos sociais, sendo multidimensional e influenciando a saúde dos indivíduos desde a concepção até a morte através de gerações. Com isso, a questão da desigualdade na saúde infantil torna-se um ponto importante. Crianças com piores condições de saúde muito provavelmente também terão piores condições na saúde na vida adulta e isto se reflete em piores condições de auferir renda no futuro.

A renda domiciliar parece ser um importante determinante na saúde infantil (REIS e CRESPO, 2009). Desta maneira, este trabalho tem dois objetivos, o primeiro é documentar a relação entre renda e demais variáveis socioeconômicas com saúde das crianças no Brasil. E o segundo é saber qual o papel dessas variáveis nas disparidades regionais de saúde infantil nas regiões metropolitanas brasileiras. Na análise empírica foram utilizados dados do suplemento de saúde da Pnad (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) 2008.

Os resultados encontrados mostram que crianças mais pobres tendem a ter condições de saúde significativamente piores que crianças mais ricas. Outros fatores pessoais com raça e gênero também se mostraram importantes, o que ressalta a ideia de crianças mais ricas, brancas e do sexo feminino possuem maior probabilidade de serem consideradas saudáveis. Como crianças menos saudáveis podem ter sua capacidade produtiva reduzida no futuro, os resultados apresentados neste trabalho sugerem que as condições de saúde no Brasil podem se constituir em um importante mecanismo de transmissão intergeracional de desigualdade nas condições socioeconômicas.

Por isso ressalta-se a importância em analisar o impacto da renda e das demais variáveis socioeconômicas na saúde infantil. Os resultados encontrados indicam que a renda é o fator principal para explicar as disparidades regionais de saúde infantil no Brasil. Com a intenção de explorar um pouco mais o segundo objetivo deste trabalho, utilizamos uma técnica

conhecida como decomposição de Fairlie (1999). Entretanto, a técnica mais famosa de decomposição chama-se Blinder (1973) e Oaxaca (1973) é amplamente utilizada para identificar e quantificar as contribuições separadas de diferenças entre os grupos em características mensuráveis, tais como educação, experiência, estado civil. Contudo, a técnica não pode ser usada diretamente, se o resultado é binário e os coeficientes são de um modelo Logit ou Probit. Porém há uma maneira relativamente simples de realizar uma decomposição utilizando estimativas de um modelo Logit ou Probit. Expandindo a técnica original de Fairlie (1999), é possível estimar uma decomposição para modelos não lineares.

Os resultados apontam que a renda domiciliar *per capita* mostrou-se significativa em praticamente todas as regressões. Raça, gênero e número de componentes familiares também mostraram ser importantes para a determinação da saúde das crianças. Os coeficientes da decomposição de Fairlie explicam que aproximadamente 16% das desigualdades regionais de saúde infantil reportada são explicadas pelas disparidades na renda domiciliar *per capita*.

2. Renda Familiar e Saúde Infantil na Literatura Econômica

A relação entre renda e saúde é uma questão política importante e gerou uma vasta literatura empírica tanto na economia como nas demais ciências sociais (DEATON e PAXTON, 1998; CASE *et al.*, 2002). Entretanto, os mecanismos pelo qual a renda está relacionada com a saúde continuam controversos (CHASE, 2002). Há, contudo, três grandes classes de explicação: a renda afeta a saúde, a saúde afeta a renda e saúde e renda são afetados por variáveis comuns. Cada uma é de interesse social, mas garante respostas com políticas diferentes. Aqui nos concentramos sobre o efeito da renda na saúde e vamos considerar que o aumento da renda, que pode ser entregue pelo Estado na forma de políticas e de apoio à renda, é suscetível de resultar em melhorias na saúde.

A correlação observada entre renda e saúde é provável que seja uma composição dos três grandes tipos desse efeito. Uma grande parte da literatura, valendo-se principalmente de dados *cross sections*, demonstrou que a correlação é significativa, mesmo após o controle de uma ampla gama de fatores que poderiam gerar confusão (BENZEVAL *et al.*, 2001). Um número menor de estudos utilizando dados *cross sections*, no qual há exclusão de indivíduos com histórico de doenças crônicas, indica que nesse período a pessoa pode auferir menor renda numa tentativa de contornar a “causação reversa” (BENZEVAL *et al.*, 2001). A correlação positiva entre renda e saúde reduz-se, mas continua significativa.

O foco deste trabalho está na relação entre a renda da família e a saúde da criança. Esta relação é importante e tem demonstrado que a saúde ruim na infância está positivamente relacionada com menor nível de escolaridade, níveis de saúde precários e baixa produtividade no trabalho (CASE *et al.*, 2005 e CURRIE *et al.*, 2007). Por essa razão, é importante identificar as causas das diferenças raciais e de gênero na educação, mercado de trabalho e na saúde, inclusive na saúde infantil. Esta tem sido a meta de boa parte da literatura nas ciências sociais.

Case *et al.* (2002) fez uma contribuição fundamental para saúde infantil, eles empreenderam uma análise detalhada da relação entre renda familiar e a

saúde da criança. Para isso foram utilizados dados do US National Health Interview Survey. Os autores conseguiram evidências robustas de um gradiente de renda positivo, no qual crianças mais pobres tendo uma saúde significativamente pior do que crianças de famílias mais ricas. Eles também demonstraram que o gradiente de renda na saúde da criança aumentou com a idade da mesma nos Estados Unidos, com o efeito da renda se acumulando ao longo da infância. A duplicação da renda familiar está associada a um aumento de 4% na probabilidade de uma criança de 0 a 3 anos de ser classificadas como tendo excelente ou muito boa saúde. Esse número subiu para 4,9% para crianças de 4 a 8 anos, 5,9% para 9-12 anos e 7,2% para aqueles com idade entre 13 e 15 anos.

Um grande componente da relação entre renda e saúde das crianças pode ser explicado pelo impacto das condições de saúde na infância. Crianças com condições crônicas de saúde e de famílias de baixa renda têm pior saúde do que as crianças de famílias de renda mais alta. Além disso, Case *et al.* (2002) verificou que a saúde das crianças está intimamente associada a longo prazo com a renda familiar média, e que os efeitos adversos à saúde das crianças de menor renda tendem a acumular-se sobre as vidas das mesmas. Com menor capital humano adquirido ao longo da vida, estas crianças normalmente chegam à idade adulta com saúde inferior e com menor nível educacional. Currie e Stabile (2003) também encontraram evidências de um gradiente de renda aumentando com a idade da criança, utilizando os dados do Canadá. Eles atribuíram às crianças de baixa renda uma maior probabilidade de enfrentar choques adversos na saúde do que as crianças de alta renda.

A literatura demonstra que pessoas ricas vivem mais e têm menor morbidade, em média, do que as pessoas pobres e isto têm sido bem documentadas em todos os países. Mesmo em um único ponto ou ao longo do tempo, esta relação é positivamente afetada pelo crescimento econômico. A correlação positiva entre renda e saúde não se limita ao extremo inferior da distribuição de renda (CASE *et al.*, 2002). Na verdade, o gradiente é um fenômeno que demonstra que as pessoas relativamente mais ricas têm melhor saúde e longevidade e é evidente para toda as classes sociais.

Travassos *et al.* (2000), utilizando os dados da Pesquisa de Padrão de Vida (PPV/IBGE) de 1996/1997, avaliam as chances de indivíduos segundo três extratos de rendimento, utilizarem os serviços de saúde. Os autores encontraram desigualdade social na distribuição de cuidado médico favorável aos extratos de maior rendimento, sendo que a desigualdade se acentuava na Região Nordeste quando comparada à Região Sudeste. Utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1998, Travassos *et al.* (2002) testam, por intermédio de razões de chances, a existência da desigualdade social na utilização de serviços de saúde segundo o gênero. Os autores também observaram que características como ser branco, ter um elevado nível de escolaridade, ser empregador ou assalariado com carteira aumentam a probabilidade de procura por serviços de saúde.

Almeida *et al.* (2000), com base na Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN) de 1989, estimam para cada quintil de renda uma taxa de utilização dos serviços de saúde, padronizadas por sexo e idade, e obtidas separadamente para indivíduos saudáveis e doentes. Aproximadamente 45% das pessoas do primeiro quintil de renda e que têm atividades restritas por motivo de saúde utilizavam os serviços, enquanto esse percentual se eleva para os indivíduos com rendimento superior (69,2%). Já para as pessoas consideradas saudáveis, o último quintil apresenta uma taxa de utilização 50% maior que o primeiro. Essas pesquisas e outras (CAMPINO *et al.*, 1999; LE GRANDE, 1978) sugerem que a utilização dos serviços de saúde é bastante desigual entre classes sócio-econômicas, favorecendo camadas mais privilegiadas da população.

Também existe um consenso geral de que os socialmente menos privilegiados tendem adoecer mais precocemente. House *et al.* (1990) avaliaram que algumas doenças crônico-degenerativas se desenvolvem com antecedência de aproximadamente 30 anos nos indivíduos na base da pirâmide social, quando comparados com aqueles que se encontram no topo. Outros estudos sugerem a construção de um índice de concentração em saúde com base em variáveis de necessidades de cuidados com a saúde – auto-avaliação da saúde, presença de doenças crônicas e restrição de alguma atividade (NORONHA & VIEGAS, 2002).

3. Determinantes das Desigualdades Regionais de Saúde Infantil: Estratégia Empírica

Neste capítulo será feita uma análise empírica sobre as disparidades regionais na saúde infantil, com a intenção de levantar dois pontos:

1. Contribuição da renda para a saúde infantil;

2. Contribuição das desigualdades regionais de renda para as disparidades na saúde infantil.

Para o primeiro ponto foi utilizado os efeitos marginais do modelo Probit. Além de analisar a influência da renda para a saúde infantil, também foram introduzidas no modelo variáveis pessoais, familiares, domiciliares e regionais com a intenção de eliminar as influências dessas variáveis no modelo.

A técnica de decomposição Blinder-Oaxaca é especialmente útil para identificar e quantificar as contribuições separadas de diferenças entre os grupos em características mensuráveis, tais como educação, experiência, estado civil, situação geográfica, diferenças raciais e de gênero nos resultados. A técnica é fácil aplicar e só exige estimativas dos coeficientes de regressão linear para o desfecho de interesse e médias amostrais das variáveis independentes utilizadas nas regressões.

Entretanto, surge um problema se o resultado for binário, como o emprego, frequência na universidade, gravidez na adolescência ou saúde infantil, ou seja, se os coeficientes são de um modelo logit ou probit. As estimativas desses coeficientes não podem ser usadas diretamente seguindo o padrão de decomposição Blinder-Oaxaca.

Para tentar explicar o segundo ponto foi utilizado um método relativamente simples de realizar uma decomposição que utiliza estimativas de um modelo Logit ou Probit foi descrita pela primeira vez na análise feita por Fairlie (1999) sobre as causas das diferenças nas taxas de desemprego entre brancos e negros. A técnica de decomposição não-linear descrita abaixo pode ser útil para identificar as razões das diferenças regionais na saúde infantil. Para isso foram utilizadas diversas regressões com modelos Probit e

posteriormente foi feita sua decomposição com a intenção de compreender as diferenças de saúde infantil entre as regiões metropolitanas.

3.1 Dados

Aproximadamente 400 mil pessoas em quase 100 mil domicílios fizeram parte da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (Pnad) em 2008. Foi realizado um questionário do suplemento sobre saúde que consta com informações como a incidência de dias doente de cama, dias de atividades restritas e de vômito ou diarreia, nas duas semanas anteriores à entrevista. Nessa mesma pesquisa, os pais ou responsáveis classificaram o estado da saúde da criança em uma escala variando de 1 a 5. No qual, 1 indica saúde muito boa até 5, saúde muito ruim. Para facilitar o cálculo, considere crianças com saúde boa 1 e 2, e, para saúde ruim, 3, 4 e 5. Desta maneira, a variável tornou-se binária. Estas variáveis formam o conjunto das variáveis a serem explicadas.

Para as variáveis explicativas utilizaram-se os dados referentes ao indivíduo. Nas primeiras regressões foram utilizadas variáveis mais “brutas”, no sentido de menos trabalhadas, como o logaritmo da renda *per capita*. Em todas as regressões foram utilizados controles como raça, gênero, idade. Reis e Crespo (2009), Case *et al* (2002) e Currie e e Stabile (2003) apontam que outras viáveis explicativas como o número de componentes familiar, saúde da mãe, nível de educação e idade dos pais, mãe fumante e *dummies* para crianças residentes no domicílio também são importantes para a determinação da saúde infantil

Dos dados da Pnad, foram utilizadas informações sobre crianças com idade entre 6 meses e 9 anos. Crespo e Reis (2009) argumentam que se deve usar uma restrição para crianças de 9 anos ou menos. Isto se deve possivelmente ao problema de dupla causalidade entre saúde e renda. Entretanto, eles destacam que a proporção de crianças participando do mercado de trabalho é muito baixa². No total, foram utilizados dados de cerca

² Aproximadamente 1% das crianças entre 5 e 9 anos declaram que trabalhavam em 2008.

de 20 mil crianças na amostra, pois só consideramos as regiões metropolitanas dos estados brasileiros com a intenção de homogeneizar a amostra.

3.2 Modelos

3.2.1 Modelo Probit

Muito possivelmente outros fatores, além da renda domiciliar, devem impactar na saúde infantil. Por exemplo, as características dos pais, como anos de estudo ou idade, e até mesmo variáveis do domicílio em que vivem são importantes na determinação da saúde das crianças. Provavelmente, muitos desses fatores também devem estar correlacionados com a renda domiciliar.

O modelo Probit é um tipo de regressão no qual a variável dependente só pode assumir dois valores, 1 ou 0, ou no nosso caso, criança doente ou saudável. O modelo foi introduzido primeiramente por Bliss (1935) e o modelo mais rápido para o cálculo de máxima verossimilhança também foi estimada nesse mesmo artigo.

Quando as variáveis dependentes são binárias, a estimativa é normalmente feita por máxima verossimilhança porque a distribuição dos dados segue necessariamente a distribuição de Bernoulli (CAMERON e TRIVEDI, 2005). Se a probabilidade de um resultado igual a p , então a probabilidade do outro resultado deve ser necessariamente $(1 - p)$. Para aplicações do modelo regressão a probabilidade p varia necessariamente entre os indivíduos em função dos regressores. Os dois modelos binários padrões são os modelos Logit e Probit e eles especificam diferentes formas funcionais para esta probabilidade em função dos regressores. A diferença entre esses estimadores é qualitativamente semelhante ao uso de diferentes formas funcionais para o cálculo da média condicional na regressão de mínimos quadrados.

Assim, podemos utilizar o modelo Probit para calcular o impacto das variáveis que afetam a saúde infantil. Desta maneira, pode-se representar a saúde das crianças através da seguinte equação:

$$S_i = f(Y_i, X_i; \varepsilon_i) \quad (1)$$

No qual S_i é a saúde da criança i e é uma variável binária, representada por uma das medidas de saúde infantil definidas na seção anterior. A função entre parênteses representa um vetor que chamaremos de Z e assume influência em S_i . Y_i é o logaritmo da renda domiciliar *per capita* dessa criança. X_i representam as variáveis de controle e ε_i é o erro da regressão. No modelo Probit, temos:

$$\Pr(S = 1|Z) = \Phi(Z'\beta) \quad (2)$$

No qual \Pr significa probabilidade e Φ é a Função de Distribuição Cumulativa de uma normal padrão. Os parâmetros β são normalmente estimados por máxima verossimilhança. Comumente, utiliza-se a estimação por meio da máxima verossimilhança para o cálculo da regressão.

Os resultados apresentados ao longo do texto sempre se referem aos efeitos marginais. Este interesse reside na determinação do efeito marginal de mudança em regressor sobre a probabilidade condicional que $S = 1$. Para o modelo de probabilidade geral (2), a mudança em um regressor j^{th} assume-se ser contínua, ou seja:

$$\frac{\partial \Pr[S_i=1|Z_i]}{\partial z_{ij}} = F'(Z_i'\beta)\beta_j \quad (3)$$

No qual $F'(w) = \partial F(w)/\partial w$. Os efeitos marginais diferem de como se caracteriza a Z_i , como para qualquer modelo não-linear e diferem com diferentes escolhas de $F(\cdot)$. Muitos estudos ao invés de usar os coeficientes da regressão preferem utilizar os efeitos marginais. Os modelos de resultados binários são modelos *single-index* e, por isso, a razão dos coeficientes dos regressores é igual à razão dos efeitos marginais. O sinal do coeficiente dá o sinal do efeito marginal, uma vez que $F(\cdot) > 0$.

O vetor Z , utilizado neste trabalho, tem como variáveis de controle as seguintes características das crianças: idade, sexo e *dummy* para raça. Também foram estimadas regressões utilizando o número de componentes familiares. Para as características dos pais foram utilizadas as seguintes variáveis: educação, idade, e saúde da mãe.

3.2.2 A Decomposição de Fairlie

Para uma regressão linear padrão, utiliza-se a decomposição Blinder Oaxaca no qual a diferença dos valores médios da variável dependente, Y , pode ser expressa por:

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = [(\bar{X}^{ms} - \bar{X}^{ps})\hat{\beta}^{ms}] + [\bar{X}^{ps}(\hat{\beta}^{ms} - \hat{\beta}^{ps})] \quad (4)$$

No qual \bar{X}^j é o vetor dos valores médios das variáveis independentes e β_j é o vetor dos coeficientes estimados para a região j . E o sobrescrito ms representa melhor saúde e ps pior saúde. Seguindo Fairlie (1999), a decomposição de uma equação não linear, como por exemplo $Y = F(\bar{X}\hat{\beta})$ pode ser escrita como:

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = \left[\sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms}\hat{\beta}^{ms})}{N^{ms}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps}\hat{\beta}^{ms})}{N^{ps}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps}\hat{\beta}^{ms})}{N^{ps}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps}\hat{\beta}^{ps})}{N^{ps}} \right] \quad (5)$$

No qual N^j é o tamanho da amostra para a região j . Esta expressão alternativa para a decomposição é usada porque \bar{Y} não é necessariamente igual a $F(\bar{X}\hat{\beta})$ (FAIRLIE, 2003). Tanto na equação (4) quanto na (5), o primeiro termo dentro dos parênteses representa parte da diferença regional que é devido as diferenças entre os grupos nas distribuições de X e o segundo termo representa a parte devido as diferenças nos processos grupais de determinação dos níveis de Y . O segundo termo também captura a parcela da diferença de saúde devido às diferenças dentro do grupo por variáveis imensuráveis ou não observadas. Isto se assemelha à maioria dos estudos anteriores que fora aplicado a técnica de decomposição (Jones, 1983 e Cain, 1986).

Para calcular a decomposição, define-se \bar{Y}^j como a probabilidade média de retorno de uma variável binário para a região j e F como função de distribuição cumulativa de uma distribuição logística³. Por outro lado, para um modelo probit F seria definida como a função de distribuição cumulativa da distribuição normal padrão.

Uma expressão igualmente válida para a decomposição é:

³ Uma propriedade útil da regressão logit que inclui um termo constante é que a média as probabilidades previstas deve ser igual à proporção de uns na amostra. Em contraste, probabilidade prevista avaliados no meio das variáveis independentes não é necessariamente igual à proporção de uns e na amostra utilizada abaixo é maior porque a função logit é côncava para valores superiores a 0,5.

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = \left[\sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms} \hat{\beta}^{ps})}{N^{ms}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps} \hat{\beta}^{ps})}{N^{ps}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms} \hat{\beta}^{ms})}{N^{ms}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps} \hat{\beta}^{ms})}{N^{ps}} \right] \quad (6)$$

Neste caso, as estimativas dos coeficientes da saúde para regiões piores, $\hat{\beta}^{ps}$, são usadas como pesos para o primeiro termo na decomposição e as distribuições das regiões com melhores níveis de saúde, $\hat{\beta}^{ms}$, são usadas como pesos para o segundo termo. Este método alternativo de cálculo da decomposição fornece estimativas muitas vezes diferentes. Isto é um problema similar à decomposição de Blinder-Oaxaca (Fairlie, 2003). Uma terceira alternativa usada em Neumark (1988) e Oaxaca e Ramsom (1994) consideram o peso do primeiro termo da expressão da decomposição usando estimativas dos coeficientes a partir de uma amostra combinada dos dois grupos. Finalmente, a escolha entre esses métodos alternativos de cálculo do primeiro termo da decomposição é difícil e depende da aplicação de muitos estudos relatando casos diferentes para mais de uma especificação.

O lado direito das equações (5) e (6) fornece estimativas das diferenças das contribuições das regiões metropolitanas de todo o conjunto de variáveis independentes para a discrepância entre os diferentes níveis de saúde infantil. A estimação do total de contribuição é relativamente simples e só depende do cálculo do conjunto de duas probabilidades preditas e da diferença entre as médias desses dois valores. Entretanto, identificar a contribuição das diferenças entre os grupos em variáveis explicativas para a saúde infantil não é tão simples. Para tentar simplificar, assumimos que $N^{ms} = N^{ps}$ e que existe uma correspondência natural de um para um para as observações de saúde. Usando estimativas dos coeficientes de uma regressão logit para uma amostra conjunta (*pooled*), $\hat{\beta}^*$, a contribuição independente do X_1 para as diferenças regionais de saúde infantil pode ser expressa por:

$$\frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ms} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ms} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ps} \hat{\beta}_2^*) \quad (7)$$

Analogamente, a contribuição de X_2 pode ser expressa por:

$$\frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ms} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ps} \hat{\beta}_2^*) \quad (8)$$

A contribuição de cada variável para a diferença de saúde é igual a variação na probabilidade média prevista de substituir a distribuição do estado

com menor saúde com o de maior daquela variável mantendo as demais contribuições constantes⁴. Uma propriedade útil dessa técnica é que a soma das contribuições das variáveis individuais serão iguais ao total de contribuição de todas as variáveis utilizadas no total da amostra.

Os erros padrões também podem ser calculados utilizando estas estimativas. Seguindo Oaxaca e Ransom (1998), fora utilizado o método delta (Fairlie, 2003) para a aproximação dos erros padrões. Pode-se reescrever a equação (7) da seguinte maneira:

$$\widehat{D}_1 = \frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} F(X_i^{ms\ ms} \hat{\beta}^*) - F(X_i^{ps\ ms} \hat{\beta}^*) \quad (9)$$

A variância de \widehat{D}_1 é aproximadamente:

$$\text{Var}(\widehat{D}_1) = \left(\frac{\delta \widehat{D}_1}{\delta \hat{\beta}^*} \right) \text{Var}(\hat{\beta}^*) \left(\frac{\delta \widehat{D}_1}{\delta \hat{\beta}^*} \right) \quad (10)$$

No qual $\left(\frac{\delta \widehat{D}_1}{\delta \hat{\beta}^*} \right) = \frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} f(X_i^{ms\ ms} \hat{\beta}^*) X_i^{ms\ ms} - f(X_i^{ps\ ms} \hat{\beta}^*) X_i^{ps\ ms}$ e f é a função de densidade de probabilidade logística.

Entretanto, o tamanho das amostras dos dois grupos raramente são os mesmos e uma correspondência *one-to-one* das duas amostras é necessário para se calcular (7), (8) e (10). Pode acontecer, por exemplo, da amostra das crianças com saúde boa da região metropolitana de São Paulo ser muito maior que de crianças com saúde ruim da região metropolitana do Pará. Para corrigir este problema, primeiramente usamos os coeficientes conjuntos (*pooled*) para calcular a probabilidade prevista, \hat{Y}_i , para cada pessoa da amostra conjunta. Em seguida, fazemos uma subamostra aleatória das crianças de saúde boa igual ao número total de crianças com saúde ruim (N_{ps}). Cada observação na subamostra de crianças com saúde boa e com saúde ruim é separada e ranqueada pela probabilidade prevista e combinado com seus respectivos rankings. Este procedimento corresponde a crianças com boa saúde, que tem características como renda e educação, colocando-as na parte inferior

⁴ Diferentemente do caso linear, a contribuição independente de X_1 e X_2 depende do valor de outra variável. Isto implica que a ordem de escolha das variáveis X_1 e X_2 é potencialmente importante para a diferença regional de saúde. Este tópico será discutido mais abaixo.

(superior) da distribuição com crianças de menor saúde que tem as mesmas características colocando-as na parte inferior (superior) da sua distribuição.

A decomposição estimada obtida a partir deste procedimento depende da randomização das subamostras das crianças com melhores níveis de saúde. Na teoria, os resultados da decomposição deveriam se aproximar dos resultados da combinação de toda a amostra de crianças com saúde boa com as crianças com condições ruins de saúde. Um simples método de aproximação desta decomposição hipotética é criar um grande número de subamostras aleatórias de crianças com saúde boa e ruim e calcular a decomposição separadamente. O valor médio das estimativas da decomposição separada é calculada e usada para aproximar os resultados de toda a amostra de crianças com saúde boa.

Entretanto, há um outro ponto importante a ser destacado, a ordenação das variáveis na decomposição. Segundo Fairlie (2002), por causa da não-linearidade da equação de decomposição o resultado pode ser sensível à ordenação das variáveis.

Os efeitos do reordenamento, no entanto, dependem da aplicação (FAIRLIE, 2003). A localização inicial na distribuição logística e a movimentação total ao longo da distribuição da mudança de distribuição de outras variáveis contribuem para o quão sensível os resultados serão modificados pela reordenação das variáveis. Fairlie (2003) aconselha mudar a ordem das variáveis para confirmar a robustez dos resultados. Se os resultados continuam a variar substancialmente, outra solução seria aleatorizar a ordem das variáveis. Para o teste de ordenação foi utilizado a randomização das variáveis explicativas do programa *STATA*. Os resultados mostraram-se robustos mesmo com a mudança na ordenação das variáveis.

4. Saúde Infantil nas Regiões Metropolitanas do Brasil: Evidências Iniciais

Neste capítulo serão apresentados os dados iniciais referentes à saúde infantil. Na tabela 1 são apresentadas estatísticas descritivas sobre as crianças nas amostras da Pnad. É importante destacar que estamos trabalhando com crianças menores de 10 anos para evitar o problema de dupla causalidade entre renda e saúde (REIS e CRESPO, 2009). A tabela abaixo compara as variáveis utilizadas para explicar a saúde infantil em relação às regiões metropolitanas com o restante do país.

Tabela 1 - Estatística Comparativa das Regiões Metropolitanas e do Brasil

	Região Metropolitana	Brasil
Variáveis Pessoais		
Idade Média (meses)	57,34 (34,61)	57,02 (34,56)
Renda Domiciliar <i>per capita</i> (R\$)	455,69 (751,76)	360,21 (584,83)
Branco (%)	47,19 (49,92)	44,04 (49,64)
Meninos (%)	50,93 (49,99)	51,03 (49,99)
Variáveis da Família		
Número de componentes (médio) por Família	4,18 (1,41)	4,38 (1,57)
Média de anos de educação da mãe	9,16 (4,37)	8,02 (4,63)
Média de anos de educação do pai	9,18 (4,33)	7,63 (4,62)
Idade média da mãe (meses)	529,82 (183,50)	516,71 (187,70)
Idade média do pai (meses)	536,12 (176,01)	536,77 (181,53)
Mãe com saúde regular, ruim ou muito ruim (%)	21,12 (40,82)	23,45 (42,37)
Variáveis de Saúde		
Saúde regular, ruim ou muito ruim (%)	8,50 (27,89)	9,40 (29,19)
Atividade restrita (%)	8,40 (27,73)	8,53 (27,92)
Doente de cama (%)	3,90 (19,37)	3,76 (19,03)

(continua)

(continuação)

Vômito ou diarreia (%)	0,85 (9,16)	1,31 (11,37)
Total	18.726	60.539

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

Nota: Os desvios padrões estão entre parênteses.

A renda domiciliar *per capita* da Pnad de 2008 nas regiões metropolitanas foi R\$ 455,69, aproximadamente 10% maior que salário mínimo da época⁵. A porcentagem de mulheres na amostra ficou em torno de 50% e segue o mesmo padrão para o restante da amostra. A proporção de não brancos na amostra é maior e confirma uma tendência já proposta por Crespo e Reis (2009). O número médio de componentes por família médio foi 4,18. O número médio dos anos de estudos dos pais ficou em torno de nove anos. A idade média não se altera muito para os pais das crianças. As mães tiveram idade média de 529,82 meses ou 44,15 anos e os pais de 536,12 ou 44,67.

Quando comparado ao resto do país, a idade média não mudou muito, isso se deve ao fato de trabalharmos com crianças menores de 9 anos. A renda domiciliar *per capita* para as crianças de todo o Brasil foi sensivelmente menor, R\$ 360,21. A porcentagem de meninos brancos também ficou um pouco menor, seguindo a mesma tendência descrita por Reis e Crespo (2009). O número de componentes da família não se alterou significativamente. Entretanto, a educação dos pais caiu consideravelmente. O número médio dos anos de estudo da mãe foi 8,02 e do pai foi 7,63, frente à média de 9 anos de estudo para as regiões metropolitanas. A idade da mãe também caiu 12 meses e ficou em 516 meses ou 43 anos. Enquanto a idade do pai se manteve praticamente constante em 44 anos.

Para todas as crianças brasileiras, o percentual de crianças consideradas não saudáveis ficou em 9,40%, frente aos 8,50% quando considerada somente as regiões metropolitanas. Analogamente, 8,53% de todas as crianças do Brasil apresentaram alguma restrição em relação às suas

⁵ O salário mínimo vigente no Brasil em 2008 é de R\$ 415,00.

atividades habituais contra 8,40% nas regiões metropolitanas. Para a variável doente de cama, 3,90% das crianças da amostra para as regiões metropolitanas apresentaram-se acamadas e apenas 3,76% para todo o Brasil. Diarréia ou vômito ficou com o pior percentual com 1,31% para as crianças brasileiras e 0,85% para as regiões metropolitanas.

Tabela 2 - Saúde Infantil das Regiões Metropolitanas – Percentual de Crianças em 2008

	Pnad			
	Saúde Reportada como não Saudável (%)	Doente de cama (%)	Atividade Restrita (%)	Vômito ou Diarréia (%)
Belém	14,83	6,40	11,10	0,99
Fortaleza	10,79	4,71	11,59	0,66
Recife	10,43	4,24	8,74	1,08
Salvador	11,33	3,57	8,66	0,76
Belo Horizonte	5,23	3,82	8,47	0,88
Rio de Janeiro	6,15	3,55	7,29	0,77
São Paulo	5,60	2,86	6,45	0,61
Curitiba	6,58	4,11	9,04	1,54
Porto Alegre	5,76	2,79	6,04	0,79
Distrito federal	7,89	3,54	7,22	0,80
Relação pior/ melhor	2,84	2,29	1,92	2,52
Total	8,50%	3,90%	8,40%	0,85%

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

No sentido de evidenciar as disparidades regionais de saúde no Brasil, o quadro acima demonstra a porcentagem de crianças com saúde reportada considerada ruim por região metropolitana brasileira. A região metropolitana que demonstrou a pior saúde reportada foi Belém com 14,83%, em contrapartida, Belo Horizonte ficou com a melhor média 5,23%. Novamente a região metropolitana do Pará apresentou pior média em relação a crianças que eram doentes de cama, com 6,40%, a melhor foi Porto Alegre com 2,79%. Desta vez, a Fortaleza foi a pior colocada com 11,59% das suas crianças possuíam algum tipo de restrição para atividades diárias, enquanto Porto Alegre teve a melhor colocação com apenas 6,04%. Em relação à diarréia e vômito, ficou com a região metropolitana de Curitiba com 1,54% e a melhor foi novamente São Paulo com 0,61%.

Curitiba ter apresentado a pior média de vômito ou diarréia mostrou-se um pouco duvidoso. Muito possivelmente há algum tipo de subestimação nas

regiões metropolitanas mais pobres, o que torna esta variável pouco confiável de certa maneira. Inclusive essa é outra importante discussão, qual seria a variável (índice) perfeita para saúde infantil? Isto foge do escopo do texto e continuaremos utilizando estas variáveis como *Proxy* da saúde infantil, mesmo sabendo que ela pode ter alguns erros de reportagem. Então, para a decomposição de Fairlie, resolvemos usar São Paulo como a região metropolitana de melhor saúde com Belém, a região metropolitana com piores níveis de saúde, pois ambas apresentam os melhores e os piores índices na média.

Tabela 3 – Características Pessoais das Crianças nas Regiões Metropolitanas – 2008

	Idade Média em Meses	Renda (R\$)	Percentual de Brancos	Percentual de Meninos	Número de crianças por RM
Belém	57,22	343,76	30,76%	50,70%	1.720
Fortaleza	55,82	321,55	39,65%	52,20%	2.270
Recife	57,98	303,77	40,48%	53,38%	2.310
Salvador	55,79	387,48	16,33%	51,59%	2.101
Belo Horizonte	58,08	473,47	43,39%	50,09%	1.701
Rio de Janeiro	58,13	486,87	52,37%	51,28%	2.196
São Paulo	58,44	517,74	58,25%	48,08%	2.448
Curitiba	57,46	643,50	79,34%	50,67%	973
Porto Alegre	57,60	487,73	77,87%	51,32%	2.151
Distrito federal	56,77	788,59	44,79%	49,26%	1.496
Relação Menor/Maior	0,95	0,39	0,21	0,90	0,40
Média	57,34	R\$ 455,69	47,19%	50,93%	19.366

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

Com a intenção de apresentar as características pessoais das crianças nas regiões metropolitanas, a tabela 3 mostra a idade média das crianças juntamente com sua renda domiciliar *per capita*. A região metropolitana com menor renda registrada foi Recife com R\$ 303,55 enquanto, Brasília teve a melhor média com R\$ 788, 58. O índice de desigualdade (relação menor/maior) demonstra que há uma grande disparidade de renda entre as regiões analisadas. A região Sul do país possui o maior número de brancos por habitante com 79% e 78% para Curitiba e Porto Alegre, respectivamente. Salvador teve o maior percentual de não brancos de toda a amostra com

0,16%. Há um equilíbrio em relação ao sexo das crianças. Nenhuma região se destacou com alguma discrepância, vide o índice de desigualdade perto de 1. A maior quantidade de meninos fora registrado em Recife com 0,53% das crianças com sexo masculino e São com a menor, com 0,48%. Com quase 20 mil crianças na amostra, a região com maior número de crianças é São Paulo, seguido do Rio de Janeiro. Curitiba apresentou o menor número, com apenas 973 crianças.

Tabela 4 - Características Familiares e domiciliares para as Regiões Metropolitanas - 2008

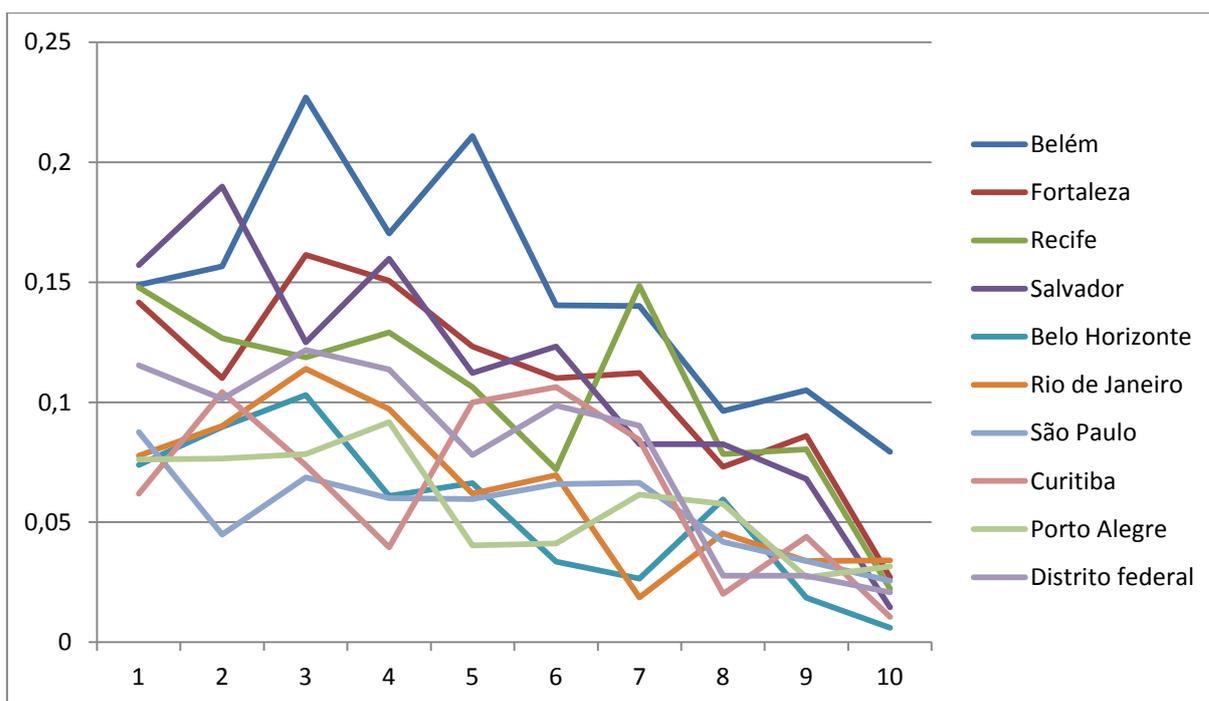
	Educação da Mãe (anos)	Educação do Pai (anos)	Idade Média da Mãe (meses)	Idade Média do Pai (meses)	Mãe com saúde regular, ruim ou muito ruim (%)	Número de Componentes (médio) por Família
Belém	9,47	9,03	500,14	514,16	24,42	4,23
Fortaleza	8,69	8,62	509,64	519,87	22,42	4,21
Recife	8,63	8,92	527,81	539,41	26,54	4,31
Salvador	9,26	9,31	512,38	514,04	23,70	3,97
Belo Horizonte	8,83	8,90	533,11	534,99	16,81	4,16
Rio de Janeiro	9,11	9,25	577,96	580,73	20,13	4,17
São Paulo	9,20	9,28	538,56	547,30	18,42	4,23
Curitiba	9,60	9,78	517,86	523,86	19,94	4,21
Porto Alegre	9,11	9,15	550,13	542,59	18,69	4,13
Distrito federal	10,41	10,16	512,02	528,09	18,38	4,15
Relação Menor/Maior	0,83	0,85	0,87	0,89	0,63	0,92
Média	9,16	9,18	529,82	536,12	40,82	4,18

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

A tabela 4 tenta elucidar a relação das características familiares das crianças nas regiões metropolitanas. A região metropolitana do Distrito Federal demonstrou o maior nível de educação dos pais com 10,41 e 10,16 anos de estudos para mães e pais, respectivamente. Recife apresentou a pior média de anos para as mães, com 8,63, e Fortaleza para os pais, com 8,62 anos de estudos. Belém demonstrou a menor idade média materna, com 500,14 meses ou 41,67 anos. As mães mais velhas se encontram no Rio de Janeiro, com 577,96 meses ou 48,16 anos. Os pais com menor idade foram encontrados em Salvador, com 514,04 meses ou 42,84 anos, e novamente no Rio de Janeiro fora encontrada a maior média de idade com 580,73 meses ou 48,39 anos.

Salvador apresentou a maior média de mães consideradas não saudáveis, com 23,70%, enquanto Belo Horizonte apareceu com a melhor média, com apenas 16,81% das mães consideradas como não saudável. O menor número de componentes familiares se deu em Salvador com 3,97 e o maior em Recife com 4,31.

Figura 1 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda



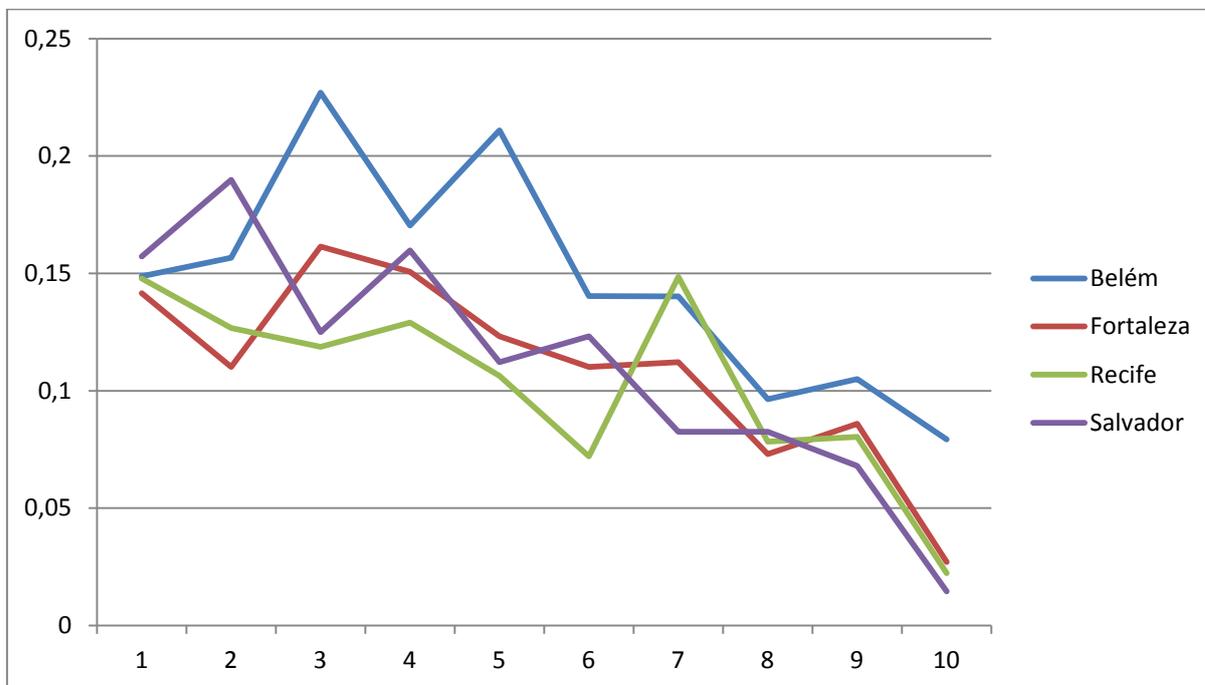
Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

O gráfico 1 tem a intenção de analisar o comportamento da saúde infantil com o aumento da renda. Para isso, foi feito decis da renda e plotado o percentual de crianças doentes para cada faixa de renda. Apesar de existir alguns picos nos decis intermediários, o gráfico acima demonstra que há uma tendência clara e generalizada de queda no percentual de crianças doentes para faixas mais altas de renda para as regiões metropolitanas brasileiras.

O gráfico 2, 3 e 4 exploram ainda mais a idéia de desigualdade regional na saúde infantil. O segundo gráfico traz informações somente das regiões Norte e Nordeste, o terceiro gráfico traz informações das regiões Sudeste e o quarto da região Sul e Centro-Oeste. Em todos os gráficos, fica clara a tendência de queda com o crescimento da renda. É importante ressaltar

também que as dotações iniciais variam de uma região para outra. As regiões metropolitanas do norte/nordeste têm dotações iniciais e finais muito pior do que as demais regiões brasileiras.

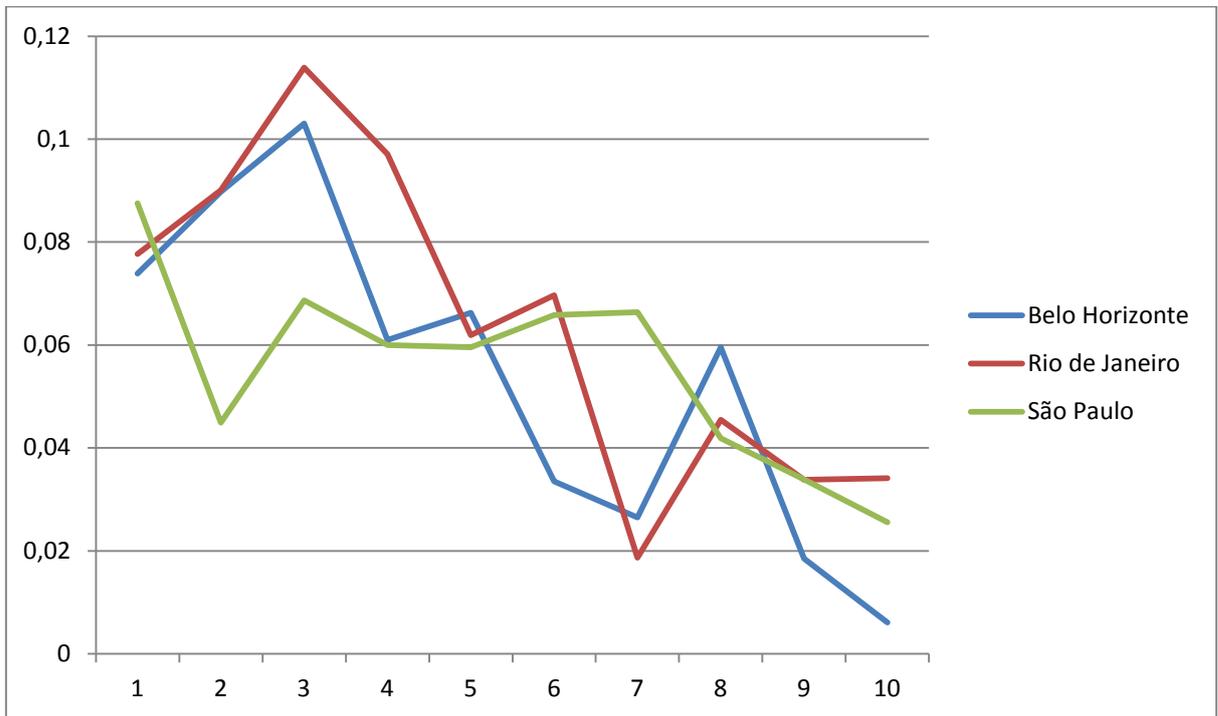
Figura 2 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda para as regiões metropolitanas do Norte e Nordeste



Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

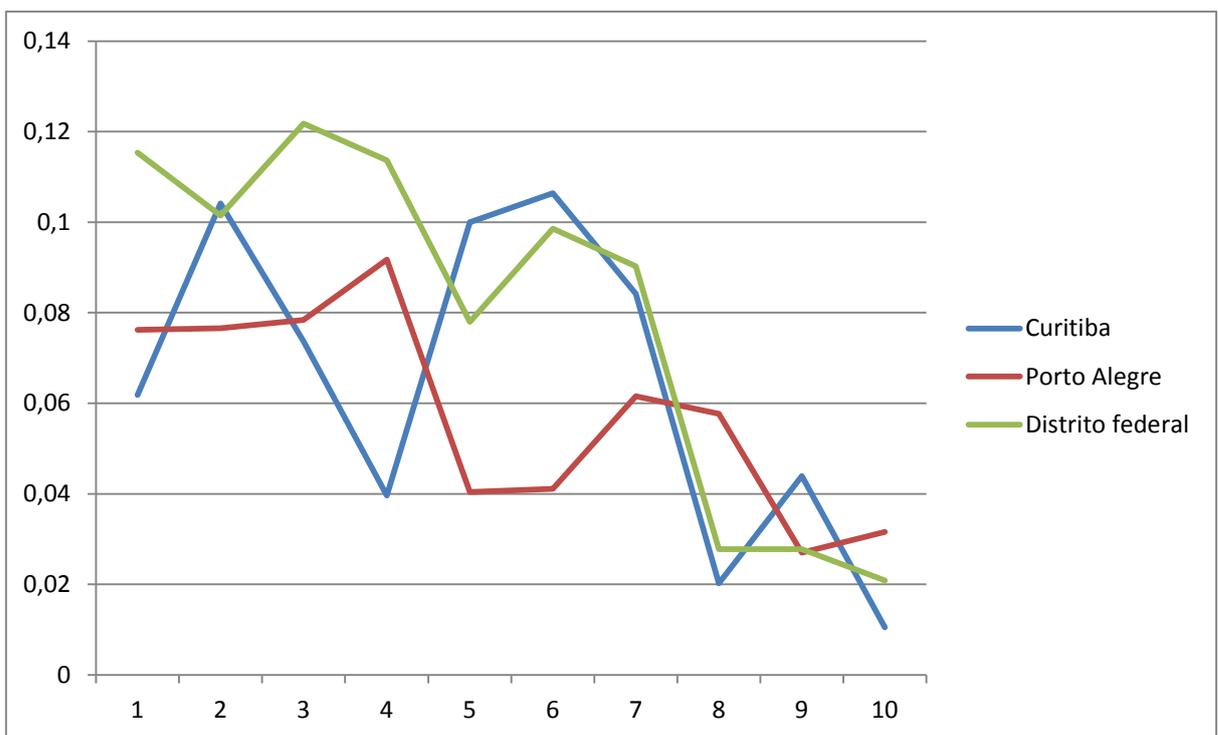
Claramente Belém representa a pior média de saúde reportada infantil. Conforme fora dito anteriormente, mesmo com picos nos decis intermediário é possível ver a tendência de queda no número de crianças com saúde ruim reportada com o crescimento da renda. Para as regiões do Sudeste, os resultados não foram muito diferentes. Continua uma tendência de queda para os decis mais altos de renda e Belo Horizonte destaca-se como a região metropolitana de melhor saúde infantil reportada. Novamente nas regiões metropolitanas do Sul e do Centro-Oeste brasileiro não ocorreram muitas mudanças, a mesma tendência foi de melhora na saúde infantil de acordo com o aumento no decil da renda.

Figura 3 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda para as regiões metropolitanas do Sudeste



Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

Figura 4 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda para as regiões metropolitanas do Sul e Centro-Oeste



Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008

5. Influência da Renda e Disparidades Regionais na Saúde Infantil: Evidências para as Regiões Metropolitanas do Brasil

O objetivo deste capítulo é elucidar como as características pessoais, domiciliares, familiares e regionais afetam a saúde infantil e os determinantes destas características nas disparidades regionais na saúde infantil. O primeiro ponto será discutido na seção 5.1, nela utilizamos os efeitos marginais do modelo conhecido como Probit e que já foram descritos no capítulo anterior. Os efeitos marginais indicam, eliminando as influências das demais variáveis do modelo, uma maior ou menor probabilidade da criança ter uma saúde melhor ou pior.

A seção 5.2 tenta explicar como essas características das crianças afetam a disparidade regional de saúde. Para isso, foi utilizada a técnica de decomposição para modelos não lineares conhecido como decomposição de Fairlie. Os coeficientes das regressões demonstrados nas tabelas abaixo explicam como as características das crianças, no modelo, afetam essa diferença.

5.1 Renda Familiar, características pessoais e familiares: influências sobre a saúde infantil nas regiões metropolitanas brasileiras

A tabela abaixo apresenta os resultados para as regressões considerando a saúde infantil e suas variáveis dependentes. A variável saúde reportada na Pnad originalmente foi organizada da seguinte forma: 1 para saúde da criança considerada muito boa, 2 para boa, 3 para regular, 4 para ruim e 5 para muito ruim. Esta variável foi transformada em binária, no qual 3, 4 e 5 passaram a ser 1, indicando agora um índice para medir a saúde da criança.

Na primeira coluna foi colocada somente a variável do log da renda domiciliar *per capita*, tentando captar somente o efeito dessa variável na saúde infantil. Posteriormente, foram adicionadas as características pessoais das crianças, seguido das características familiares/domiciliares e da região metropolitana na qual essa criança reside. Tais conjuntos adicionais de

variáveis têm dois objetivos. Primeiro, verificar em que medida a influência da renda se mantém com a inclusão das mesmas. E segundo, verificar a existência de disparidades regionais depois de controlar para as influências da renda e das demais características pessoais da criança, e da sua família e domicílio.

Tabela 5 – Determinantes da saúde infantil reportada nas Regiões Metropolitanas – 2008

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	-0,0358 (0,0021)***	-0,0326 (0,0022)***	-0,0355 (0,0023)***	-0,0321 (0,0023)***
Idade média (meses)		-0,0002 (0,0001)***	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Homem		0,0100 (0,0042)**	0,0106 (0,0042)**	0,0103 (0,0041)**
Branco		-0,0241 (0,0044)***	-0,0236 (0,0043)***	-0,0158 (0,0046)***
Número de componentes na família			-0,0080 (0,0015)***	-0,0072 (0,0015)***
Educação do pai			-0,0001 (0,0005)	-0,0001 (0,0005)
Educação da mãe			-0,0002 (0,0005)	-0,0003 (0,0005)
Idade do pai			-0,00002 (0,0000)*	0,0000 (0,0000)
Idade da mãe			0,0000 (0,0000)	0,0001 (0,0000)
Saúde da mãe			0,0038 (0,0027)	0,0013 (0,0027)
Domicílio com crianças menores de 4 anos			0,0068 (0,0054)	0,0041 (0,0054)
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos			0,0011 (0,0061)	-0,0011 (0,0061)
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos			0,0066 (0,0044)	0,0047 (0,0043)
Fortaleza				-0,0227 (0,0067)***
Recife				-0,0293 (0,0064)***
Salvador				-0,0235 (0,0086)***

(continua)

(continuação)

Belo Horizonte				-0,0517 (0,0055)***
Rio de Janeiro				-0,0474 (0,0057)***
São Paulo				-0,0478 (0,0057)***
Curitiba				-0,0370 (0,0078)***
Porto Alegre				-0,0458 (0,0060)***
Distrito Federal				-0,0275 (0,0074)***
Pseudo R2	0,0253	0,0296	0,0333	0,0420
Teste de x2	273,95	311,04	344,28	427,05
Observações	16.827	16.827	16.825	16.825

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: (1) Probit somente com o log da renda domiciliar *per capita*.

(2) Probit com a renda domiciliar *per capita* e as características individuais das crianças.

(3) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares e domiciliares das crianças.

(4) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares, domiciliares e das regiões metropolitanas das crianças.

Para todas as regressões são demonstrados os efeitos marginais.

Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Belém foi omitido por causa de colinearidade.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

Na primeira coluna foi utilizada somente o log da renda domiciliar *per capita*. O resultado indica que, com o aumento de 1% da renda a criança tem probabilidade de 0,0358 menor de se encontrar na categoria “doente”. O resultado corrobora a literatura no qual criança com maiores faixas de renda tendem a ter saúde melhor (REIS e CRESPO, 2009 e DEATON, 2005).

A saúde das crianças deve ser influenciada também por diversos outros fatores – possivelmente correlacionados com a renda domiciliar – não incluídos na análise até agora. Os resultados apresentados a seguir procuram considerar os efeitos de alguns desses outros fatores e suas implicações para a relação entre renda domiciliar e saúde infantil.

A segunda coluna aborda também as características individuais das crianças. A renda domiciliar *per capita* mostrou-se também significativa a 1%,

indicando que o aumento de 1% da renda faz com que a criança tenha uma chance de 0,0326 a mais de ser considerada saudável. As características individuais também se mostraram significantes. O sinal negativo na idade média reflete que crianças mais velhas tendem a ter melhores condições de saúde (CASE, LUBOTSKY e PAXTON, 2002) com probabilidade de 0,0002, ou seja, um mês a mais de vida implica redução de 0,02% na probabilidade da criança ser considerada não saudável. A variação do sexo masculino implica uma redução de cerca de 1% na probabilidade de estar com má saúde. Por sua vez, ser da raça branca implica redução de 2,4% na chance da criança estar com má saúde.

A introdução das características domiciliares e familiares não alterou a influência da renda na saúde infantil. A coluna 3 demonstra novamente que o aumento da renda tem impacto negativo de 0,0355 de chance da criança ser considerada não saudável e continua significativa a 1%. Desta vez, a idade média não foi significativa, mas seu sinal negativo reforça a ideia de crianças mais velhas terem menor probabilidade de serem consideradas doentes. Novamente, meninos apresentaram maiores chances de serem considerados doentes em relação às meninas com 0,0106 de chance ao nível de 5% de significância. Crianças brancas também têm probabilidade de 2,36% de serem consideradas mais saudáveis ao nível de significância de 5%.

Número de componentes familiares foi a variável explicativa do grupo de características familiares/domiciliares com maior significância estatística, 1%. Uma pessoa a mais no domicílio implica redução de 0,8% chance da criança ser considerada doente. Este resultado é contra intuitivo, pois se espera que crianças com maiores rendas tenham uma família menor. Entretanto, na regressão feita acima, como fora eliminado a influência da renda, então se conclui que para uma família decidir ter mais uma criança, ela deverá estar bem estruturada, corroborando a ideia de que a próxima criança dessa família receba melhores condições de saúde do que a criança anterior.

A influência da idade do pai foi significativa a 10% com valor de -0,0002, o que traz a noção de que se a criança possui pai mais velho ela tem menor chance de ser considerada não saudável. As demais variáveis não foram

significantes, mas vale à pena destacar que o sinal negativo da idade da mãe e da educação dos pais reforça a idéia de quanto mais velha for a mãe e mais educados os pais menor a chance da criança ser considerada doente (CASE, LEE e PAXTON, 2007).

É interessante notar que a introdução das *dummies* de região metropolitana não alterou significamente os efeitos das demais variáveis analisadas até agora. O efeito da renda domiciliar *per capita* continuou significativa a 1% e com o valor de -0,032, reforçando a ideia de que crianças de famílias com maiores rendas possuem menores probabilidades de serem consideradas doentes. Novamente, meninos possuem maior chance de ficarem doentes com 0,0103 de chance em relação às meninas, com significância estatística a 5%. Enquanto crianças brancas têm uma chance de 1,58% menor de serem consideradas doentes em relação às demais raças.

A influência do número de componentes familiares mostrou-se novamente significativa a 1%, com 0,72% de chance menor de a criança ser considerada saudável com a introdução de mais um membro familiar. Isto reforça a noção proposta anteriormente que as famílias só decidem ter filhos novamente se conseguirem oferecer melhores condições de saúde a estas crianças. As demais variáveis de núcleo familiar/domiciliar não se mostraram significativas.

Belém foi tomada como referência na amostra por causa da colinearidade com as demais *dummies* das regiões metropolitanas na amostra e por ser a região que apresenta a menor média de saúde para os quatro índices utilizados neste trabalho. Desta maneira, os efeitos marginais demonstrados acima foram todos significantes a 1% e com sinal negativo. Isto demonstra que todas as demais regiões metropolitanas brasileiras possuem maior probabilidade de suas crianças serem consideradas saudáveis em relação à Belém.

O maior destaque fica com a região metropolitana de Belo Horizonte. Crianças dessa região têm redução de 5% na chance de ser considerada doente em relação a região metropolitana de Belém. As demais regiões do Sul e Sudeste Brasileiro também tiveram bons resultados. Quase o dobro de

chance de a criança ser considerada saudável em relação as demais regiões metropolitanas do Norte e Nordeste brasileiro.

A tabela 6 mostra as mesmas regressões feitas na tabela anterior, entretanto a variável a ser explicada agora é doente de cama. Segundo a definição da própria Pnad, considerou-se como acamada a pessoa que, no período de referência das duas últimas semanas, por motivo de saúde, ficou pelo menos meio dia de cama ou internada em hospital, mesmo que não tenha permanecido no leito. A primeira coluna foi colocada somente a variável do log da renda domiciliar *per capita*, tentando captar somente o efeito dessa variável na saúde infantil. Posteriormente, foram adicionadas as características pessoais das crianças, seguido das características familiares/domiciliares e da região metropolitana na qual essa criança reside com o objetivo de calcular a probabilidade de essa criança ficar doente.

Tabela 6 – Determinantes das crianças acamadas nas Regiões Metropolitanas - 2008

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	-0,0032 (0,0015)**	-0,0025 (0,0016)	-0,0030 (0,0017)*	-0,0020 (0,0017)
Idade média (meses)		-0,0001 (0,0000)***	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Gênero		0,0018 (0,0030)	0,0018 (0,0029)	0,0017 (0,0030)
Raça		-0,0053 (0,0032)*	-0,0052 (0,0032)*	-0,0027 (0,0033)
Número de componentes na família			-0,0015 (0,0011)	-0,0014 (0,0013)
Educação do pai			0,0003 (0,0004)	0,0003 (0,0004)
Educação da mãe			-0,0001 (0,0004)	-0,0001 (0,0004)
Idade do pai			0,0000 (0,0000)	0,0001 (0,0000)
Idade da mãe			-0,00002 (0,0000)**	-0,00002 (0,0000)*
Saúde da mãe			0,0018 (0,0019)	0,0011 (0,0019)
Domicílio com crianças menores de 4 anos			0,0058 (0,0038)	0,0046 (0,0038)

Domicílio com crianças de 5 a 10 anos			-0,0018	-0,0027
			(0,0044)	(0,0044)
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos			0,0025	0,0016
			(0,0031)	(0,0031)
Belém				ψ
				ψ
Fortaleza				-0,0123
				(0,0047)**
Recife				-0,0146
				(0,0045)***
Salvador				-0,0184
				(0,0042)***
Belo Horizonte				-0,0178
				(0,0045)***
Rio de Janeiro				-0,0177
				(0,0045)***
São Paulo				-0,0228
				(0,0040)***
Curitiba				-0,0157
				(0,0055)**
Porto Alegre				-0,0241
				(0,0040)***
Distrito Federal				-0,0172
				(0,0047)***
Pseudo R2	0,0007	0,0026	0,0046	0,01
Teste de x2	4,38	15,18	27,82	59,81
Observações	16.827	16.827	16.825	16.825

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: (1) Probit somente com o log da renda domiciliar *per capita*.

(2) Probit com a renda domiciliar *per capita* e as características individuais das crianças.

(3) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares e domiciliares das crianças.

(4) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares, domiciliares e das regiões metropolitanas das crianças.

Para todas as regressões são demonstrados os efeitos marginais.

Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Belém foi omitido por causa de colinearidade.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

A primeira coluna considera somente o efeito da renda domiciliar *per capita*. Se esta variável dobrar há uma chance de 0,32% menor de essa criança ser considerada doente de cama. Novamente reforça o senso que quanto maior a renda da criança, menor a probabilidade dela estar acamada.

Com a inserção das características pessoais das crianças (segunda coluna), a renda passou a não ser mais significativa, porém seu sinal continuou negativo, reforçando a noção que crianças mais ricas possuem menores chances de ficarem doentes de cama. Em compensação, a idade média mostrou-se significativa a 1% e com efeito marginal de $-0,0001$, apesar de não ser muito grande o valor deste efeito, ele passa a noção que crianças mais velhas possuem menor probabilidade de serem reportadas como acamadas. Crianças brancas também possuem menores chances de terem sua atividade restrita com 0,53% em relação às demais crianças da amostra ao nível de 5% de significância.

Na terceira coluna foram introduzidas também as variáveis das características domiciliares e familiares da criança. A renda voltou a ser significativa ao nível de 10%, com o efeito marginal de $-0,003$. O valor negativo do efeito marginal volta a trazer a noção que quanto maior a renda da criança, menor sua chance de ser considerada “doente”. A idade média não é mais significativa agora, mas seu valor negativo segue o mesmo padrão da regressão anterior. Novamente, crianças brancas possuem menor probabilidade de ser considerada acamada, com 0,52%.

A variável que teve maior destaque foi a idade da mãe. Ela foi significativa ao nível de 5% e teve o efeito marginal de $-0,00002$. Apesar de pequeno, este efeito marginal indica que crianças com mãe mais velha tende a ter melhor saúde em relação às demais crianças, com probabilidade de 0,002%. Todas as demais variáveis da regressão não foram significativas.

Com a introdução das *dummies* de região, praticamente todas as demais variáveis explicativas perderam significância. Os sinais da renda domiciliar *per capita*, idade média, gênero e raça não se alteraram mantendo o mesmo sentido proposto até agora. Crianças mais ricas, velhas, mulheres e brancas possuem maior probabilidade de não ficarem acamadas, mesmo que o efeito marginal não tenha sido significativo.

A única variável explicativa que teve alguma significância foi a idade da mãe, a 10% de significância estatística. O efeito marginal de $-0,00002$ reforça a

ideia de que crianças que possuem mães mais velhas tendem a ter melhores condições de saúde. O restante das variáveis explicativas não foi significativa.

Belém por ser a região que apresentou as piores médias em relação à saúde infantil foi tomada como referência na amostra por causa da colinearidade na regressão do modelo Probit. Desta forma, os efeitos marginais demonstrados na coluna 4 são todos uma referência à Belém. Assim, todas as regiões metropolitanas brasileiras possuem maior probabilidade de suas crianças não ficarem acamadas em relação à Belém, com significância a 1%, menos Fortaleza que ficou com 5%. Destaque novamente para as regiões do Nordeste brasileiro, pois elas possuem os menores efeitos marginais em relação às demais cidades brasileiras. Os maiores efeitos marginais foram encontrados em Porto Alegre e São Paulo respectivamente. Somente o fato de a criança pertencer a São Paulo ela possui o dobro de chance de ser considerada saudável em relação às regiões do Nordeste brasileiro. Isto demonstra já uma disparidade regional na saúde infantil.

Com a mesma estrutura de organização sugerida nas tabelas anteriores, a tabela 7 traz crianças que tiveram atividades restritas como uma *proxy* para saúde infantil. De acordo com a Pnad, entendeu-se por restrição das atividades habituais, por causa de problema temporário de saúde, a ocorrência de uma das seguintes condições, em pelo menos um dia do período de referência das duas últimas semanas: Para a criança de pouca idade, a mudança temporária em seu modo usual de ser, brincar, comer; para a criança que tinha algum problema crônico de saúde, a restrição das atividades além das condições habituais de desempenho limitado, por causa da ocorrência de algum episódio agudo ou crise deste problema; ou de um modo geral, a impossibilidade temporária de a pessoa realizar atividades a que estava acostumada a fazer normalmente, como, por exemplo, caminhar diariamente, ir à escola, fazer visitas regulares a amigo ou parente.

Tabela 7 – Determinantes das crianças com atividades restritas nas Regiões Metropolitanas - 2008

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	-0,0013 (0,0022)	-0,0006 (0,0023)	-0,0037 (0,0024)	-0,0008 (0,0024)
Idade média (meses)		-0,0004 (0,0001)***	-0,0003 (0,0001)***	-0,0002 (0,0001)**
Homem		0,0025 (0,0043)	0,0029 (0,0043)	0,0026 (0,0043)
Branco		-0,0056 (0,0045)	-0,0051 (0,0045)	0,0006 (0,0017)
Número de componentes na família			-0,0085 (0,0017)***	-0,0080 (0,0017)***
Educação do pai			0,0003 (0,0005)	0,0004 (0,0005)
Educação da mãe			-0,0002 (0,0005)	-0,0001 (0,0005)
Idade do pai			-0,0001 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Idade da mãe			0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Saúde da mãe			0,0010 (0,0029)	-0,0003 (0,0028)
Domicílio com crianças menores de 4 anos			0,0101 (0,0056)*	0,0085 (0,0056)
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos			0,0024 (0,0062)	0,0011 (0,0061)
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos			0,0022 (0,0045)	0,0005 (0,0045)
Fortaleza				0,0063 (0,0091)
Recife				-0,0172 (0,0079)**
Salvador				-0,0196 (0,0079)**
Belo Horizonte				-0,0227 (0,0082)**
Rio de Janeiro				-0,0275 (0,0076)***
São Paulo				-0,0380 (0,0069)***

(continua)

(continuação)

Curitiba				-0,0199 (0,0098)*
Porto Alegre				-0,0419 (0,0069)***
Distrito Federal				-0,0298 (0,0080)***
Pseudo R2	0,0000	0,0031	0,0065	0,0127
Teste de x2	0,33	31,57	64,69	124,45
Observações	16.827	16.827	16.825	16.825

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: (1) Probit somente com o log da renda domiciliar *per capita*.

(2) Probit com a renda domiciliar *per capita* e as características individuais das crianças.

(3) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares e domiciliares das crianças.

(4) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares, domiciliares e das regiões metropolitanas das crianças.

Para todas as regressões são demonstrados os efeitos marginais.

Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Belém foi omitido por causa de colinearidade.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

Na primeira coluna, somente com o efeito marginal da renda, ela não se demonstrou significativa. Isto segue para todas as demais regressões da amostra. Mesmo que o sinal negativo dê indícios que crianças com maiores renda possuem menores chances de ficarem doentes apesar da influência zero na regressão.

Com a introdução das características pessoais das crianças, a situação da renda não mudou e ela continuou não sendo significativa, mas com o sinal negativo. O único efeito marginal que se demonstrou significativo foi a idade média e grau de significância de 1%. O efeito marginal de -0,0004 indica que crianças mais velhas possuem menores probabilidades de serem relatadas como acamadas. Os sinais de gênero e raça mantiveram-se com o mesmo padrão das demais regressões feitas até agora, mesmo não sendo significantes. Meninas e brancos possuem maiores chances de não serem reportados como “doentes”.

Na terceira coluna foram acrescentadas as características do domicílio e da família da criança. Novamente renda, raça, e gênero não se mostraram significante, mesmo com o sinal condizente com as demais regressões feitas

até agora. Do mesmo modo, a idade média mostrou-se significativa ao nível de 1%. Com um mês a mais na idade da criança, ela tem 0,03% de chance menor de ter sua atividade restrita.

Em relação às características familiares, o destaque fica com o número de componentes familiares que foi significativa ao nível de 1% e com efeito marginal de -0,0085, ou seja, uma pessoa a mais na família, a criança tem 0,85% de chance de não ter restrição em relação às suas atividades habituais. Aconteceu o mesmo que na tabela 5, pois eliminando todos os efeitos das variáveis explicativas do modelo, a família só decidirá em ter outro filho quando tiver condição suficientemente boa para sustentá-lo. Isto indica que quanto maior a família, melhor a condição de saúde da criança.

As demais variáveis domiciliares e familiares não se apresentaram significantes. Com exceção de domicílios com crianças menores de 4 anos. Com a correlação de mais de 60% entre idade média e está *dummy*, indica que crianças mais novas realmente tendem a terem maiores restrições em relação às suas atividades e serem consideradas doentes com 1% de chance.

A coluna 4 introduz as *dummies* de região metropolitana. Novamente a renda não foi significativa, mas seu sinal foi negativo. Das características pessoais das crianças, a idade média foi a única significativa, com 5%. O efeito marginal de -0,0002 traz de novo a ideia de crianças mais velhas terem maior chance de não terem atividades restritas.

Número de componentes familiares foi significativo a 1%, a introdução de mais um membro familiar faz com que essa criança tenha 0,8% de chance de ter restrição em relação às suas atividades habituais. Analogamente ao que vem acontecendo até agora, o sinal negativo reflete que crianças com maior família têm menor probabilidade de ser considerada “doente”. As demais variáveis deste grupo de variáveis explicativas não se mostraram significantes.

A única *dummy* de região que não apresentou significância foi Fortaleza. Em contrapartida, todas as demais variáveis foram significantes. O destaque fica com a região nordeste que novamente teve os menores efeitos marginais em comparação ao sul. A única região que destaca negativamente é Curitiba e

muito possivelmente isto aconteça por causa da subestimação dessa variável dependente na construção da amostra para faixas sociais mais pobres, ela apresenta o efeito marginal de -0,0199, a um nível de 10% de significância estatística.

Outra variável dependente para saúde infantil utilizada nesse trabalho é se a criança teve diarreia ou vômito. De acordo com a própria Pnad, o motivo de saúde, único ou que a pessoa considerou como principal diagnosticado por médico ou percebido pela própria, ou, no caso de criança, pelo seu responsável, que causou a restrição das atividades habituais, em um ou mais dias do período de referência das duas últimas semanas, foi identificado como diarreia ou vômito se a criança ficou impedida de realizar suas atividades habituais por ter vomitado ou tido uma evacuação líquida várias vezes seguidas ou com intervalos. A tabela 8 trata das mesmas regressões feitas até agora com as demais variáveis dependentes de saúde infantil.

Tabela 8 – Determinantes das crianças com diarreia ou vômito nas Regiões Metropolitanas - 2008

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	-0,0012 (0,0007)*	-0,0013 (0,0007)*	-0,0015 (0,0007)**	-0,0016 (0,0007)**
Idade média (meses)		-0,0001 (0,0000)***	-0,0001 (0,0000)***	-0,0001 (0,0000)***
Gênero		0,0008 (0,0014)	0,0013 (0,0013)	0,0007 (0,0013)
Raça		0,0011 (0,0015)	0,0012 (0,0014)	0,0007 (0,0015)
Número de componentes na família			-0,0009 (0,0005)	-0,0009 (0,0005)*
Educação do pai			0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)
Educação da mãe			-0,0002 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)
Idade do pai			-0,0001 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)*
Idade da mãe			-0,0001 (0,0000)*	-0,0001 (0,0000)**
Saúde da mãe			0,0015 (0,0008)*	0,0015 (0,0008)*

(continua)

(continuação)

Domicílio com crianças menores de 4 anos	-0,0024			-0,0023
	(0,0019)			(0,0019)
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos	0,0015			0,0014
	(0,0017)			(0,0017)
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos	-0,0004			-0,0003
	(0,0014)			(0,0013)
Fortaleza				-0,0025
				(0,0024)
Recife				0,0017
				(0,0032)
Salvador				-0,0013
				(0,0027)
Belo Horizonte				-0,0003
				(0,0031)
Rio de Janeiro				0,0011
				(0,0033)
São Paulo				-0,0017
				(0,0027)
Curitiba				0,0061
				(0,0054)
Porto Alegre				-0,0007
				(0,0030)
Distrito Federal				0,0007
				(0,0035)
Pseudo R2	0,0015	0,0064	0,0161	0,0207
Teste de x2	2,72	11,21	27,46	41,72
Observações	16.827	16.827	16.825	16.825

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: (1) Probit somente com o log da renda domiciliar *per capita*.

(2) Probit com a renda domiciliar *per capita* e as características individuais das crianças.

(3) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares e domiciliares das crianças.

(4) Probit com a renda domiciliar *per capita*, as características individuais, familiares, domiciliares e das regiões metropolitanas das crianças.

Para todas as regressões são demonstrados os efeitos marginais.

Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Belém foi omitido por causa de colinearidade.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

A primeira coluna aborda o efeito marginal da renda na saúde infantil. Este efeito foi estatisticamente significante a 10%, se dobrarmos a renda

domiciliar *per capita*, a criança 0,12% de chance de não ser considerada doente. Isto reforça mais uma vez a importância na renda na determinação da saúde infantil, no qual crianças com maiores renda tendem a ter menor chance de diarreia ou vômito.

Com a introdução das características pessoais das crianças na tabela 8, a coluna 2 continua com a renda significativa estatisticamente a 10%. O efeito marginal foi de -0,0013, corroborando para a ideia de crianças mais ricas possuem melhores condições de saúde. A idade média também foi significativa a 1% e o efeito marginal ficou em -0,0001. Isto traz novamente a noção que crianças mais velhas têm maior probabilidade de serem mais saudáveis. As demais variáveis de cunho pessoal não foram significativas.

A terceira coluna traz a inserção das características domésticas e familiares. A renda domiciliar *per capita* passou a ser significativa a 5% e com efeito marginal de -0,0015. Isto reforça novamente a percepção de que crianças com maiores renda possuem menores chances de terem diarreia ou vômito. Novamente a idade média foi significativa a 1% e com efeito marginal de -0,0001. Do mesmo modo, crianças mais velhas tendem a serem mais saudáveis.

Em relação às demais variáveis explicativas, vale à pena ressaltar a idade da mãe que foi significativa a 10% com efeito marginal de -0,0001, ou seja, quanto mais velha for mãe menor a chance dessa criança ter tido diarreia ou vômito. Outra variável que também foi significativa estatisticamente a 10% foi a saúde da mãe. O efeito marginal foi de 0,0015, o que traz informação que crianças cuja a mãe não são saudáveis possuem maiores chances de serem consideradas “doentes”, ou seja, um mês a mais na idade da mãe faz com a criança tenha 0,15% de chance menor de ser considerada com diarreia ou vômito. As demais variáveis não foram significantes.

A coluna 4 traz a inserção das *dummies* de região. Diferentemente das demais regressões feitas até agora considerando estas *dummies*, nenhuma região metropolitana apresentou efeito marginal significativo. A renda foi novamente significativa a 10% e seu efeito marginal foi de -0,0016, ou seja, crianças mais ricas tendem a ficarem menos doentes.

A idade média foi a única variável pessoal que se mostrou significativa. Com um mês a mais na idade da criança, ela tem 0,01% de chance de não ser considerada doente com significância estatística de 1%. Isto reflete que crianças mais novas tendem a ficarem mais doentes que as crianças mais velhas. O restante das variáveis pessoais não foi significativo a nenhum nível.

O número de componentes familiares mostrou-se significativo a 1% e seu efeito marginal foi de -0,0009. Isto indica que criança com família maiores, retirando a influência das demais variáveis no modelo, tende a ser mais saudáveis. A idade do pai e a idade da mãe foram significantes a 10% e a 5%, respectivamente. Os efeitos marginais negativos, -0,0001 para ambos, refletem que crianças com pais mais velhos apresentam menores chances de terem diarreia ou vômito. A saúde da mãe também se mostrou significativa a 10%. O efeito marginal foi de 0,0015. O sinal positivo indica que crianças que tiveram a mãe com saúde reportam como “doentes” tendem a ter piores condições de saúde.

5.2 Determinantes para as Disparidades Regionais de Saúde no Brasil: a Decomposição de Fairlie

A decomposição de Fairlie permite obter uma decomposição não linear de uma variável binária e foi proposta inicialmente por Fairlie (1999, 2002, 2003). Isto é, a decomposição de Fairlie calcula a diferença das variáveis dependentes de saúde infantil entre os dois grupos em função das disparidades entre eles com respeito às supostas variáveis explicativas e de efeitos nas variáveis não observadas. Além disso, a decomposição de Fairlie estima as contribuições separadas para variáveis independentes individualmente.

A técnica de decomposição envolve a combinação *one-to-one* de casos entre os dois grupos. No nosso caso, estes dois grupos são formados por duas regiões metropolitanas. São Paulo foi escolhido como a região com melhor média de saúde infantil para as quatro variáveis dependentes utilizadas neste trabalho (saúde reportada, acamado, atividade restrita e diarreia ou vômito). Em contrapartida, Belém apresentou os piores índices, na média, para saúde

infantil, tornando-se nosso outro grupo de estudo a ser analisado. Como esses dois grupos possuem tamanhos diferentes, uma amostra é desenhada para o grupo maior (SP). Então, os resultados dependem dessa amostra específica.

As contribuições separadas das variáveis independentes ou do grupo de variáveis independentes podem ser sensíveis à ordenação das variáveis. Por isso foi utilizada a opção de randomização da ordem das variáveis, aproximando todos os resultados possíveis de uma ordenação.

Com a intenção de analisar as discrepâncias regionais na saúde infantil, a tabela 9 mostra a decomposição de Fairlie para as regiões metropolitanas de São Paulo e Belém. A primeira e a segunda coluna trazem a contribuição das variáveis do terceiro modelo da tabela 5 para as diferenças de probabilidade de crianças com má saúde, respectivamente, utilizando os coeficientes de Belém e São Paulo. A terceira coluna é feita com o conjunto, *pooled*, das duas regiões. A quarta coluna traz um componente de randomização da ordenação das variáveis e é uma forma de ter garantia de que a decomposição não perde efeito por causa da ordenação das variáveis independentes.

Tabela 9 – Determinantes das desigualdades regionais para saúde infantil reportada - 2008

	Belém	São Paulo	Conjunto	Ordem Reversa
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	0,0061 (0,0023)***	0,0119 (0,0037)***	0,0133 (0,0030)***	0,0152 (0,0036)***
	58,30%	53,75%	60,92%	69,59%
Idade média (meses)	-0,0011 (0,0019)	0,0034 (0,0023)	0,0018 (0,0018)	0,0017 (0,0020)
	-10,47%	15,52%	8,08%	7,71%
Gênero	0,0003 (0,0003)	0,0007 (0,0006)	0,0008 (0,0006)	0,0005 (0,0005)
	3,10%	2,95%	3,74%	2,38%
Raça	0,0025 (0,0024)	-0,0008 (0,0003)	0,0017 (0,0034)	0,0019 (0,0019)
	23,94%	-3,66%	7,98%	
Número de componentes na família	0,0018 (0,0011)	0,0005 (0,0004)	0,0015 (0,0008)*	0,0005 (0,0007)
	16,85%	2,39%	6,91%	2,32%

(continua)

(continuação)

Educação do pai	0,0001 (0,0003) 1,16%	-0,0001 (0,0021) -0,27%	0,0001 (0,0003) 0,27%	0,0001 (0,0004) 0,39%
Educação da mãe	0,0005 (0,0004) 5,17%	-0,0003 (0,0015) -1,20%	0,0000 (0,0003) -0,11%	0,0000 (0,0004) -0,14%
Idade do pai	-0,0001 (0,0012) -1,17%	0,0040 (0,0021)* 18,04%	0,0022 (0,0016) 9,94%	0,0019 (0,0014) 8,50%
Idade da mãe	-0,0007 (0,0007) -6,86%	-0,0001 (0,0015) -0,30%	-0,0007 (0,0010) -3,06%	-0,0008 (0,0013) -3,61%
Saúde da mãe	-0,0006 (0,0005) -6,22%	0,0012 (0,0016) 5,24%	-0,0002 (0,0010) -0,83%	-0,0002 (0,0011) -0,96%
Domicílio com crianças menores de 4 anos	-0,0004 (0,0013) -3,47%	0,0016 (0,0023) 7,29%	0,0004 (0,00160) 1,85%	0,0004 (0,0017) 2,04%
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos	0,0000 (0,0002) 0,23%	0,0001 (0,0004) 0,57%	0,0002 (0,0004) 0,70%	0,0000 (0,0004) 0,13%
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos	0,0020 (0,0015) 19,32%	-0,0002 (0,0012) -1,06%	0,0008 (0,0012) 3,46%	0,0007 (0,0011) 3,19%
Incluindo todas as variáveis	11,76%	25,11%	24,66%	24,66%
Média SP	0,0571	0,0571	0,0571	0,0571
Média PA	0,1455	0,1455	0,1455	0,1455
Diferença	0,0884	0,0884	0,0884	0,0884
Total Explicado	0,0104	0,0222	0,0218	0,0218
Observações SP	2120	2120	2120	2120
Observações PA	1622	1622	1622	1622
Observações Totais	3742	3742	3742	3742

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Ordem reversa é um teste no qual se verifica a importância da ordenação das variáveis na decomposição.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

A média da saúde infantil da região metropolitana de São Paulo foi de 5,71% e de Belém foi de 14,55%. Desta maneira, a diferença ficou em 8,84%.

A decomposição explicou entre 11% e 25% da discrepância regional na saúde infantil. É importante destacar o papel da renda domiciliar *per capita* como única variável com significância em relação às demais variáveis explicativas usadas na decomposição.

Ao analisarmos somente os dados referentes à primeira coluna, Belém, a inclusão de todas as variáveis explicou somente 11,76% dessa diferença. A renda domiciliar *per capita* apresentou como única variável com algum nível de significância, no caso, 1%. Todas as demais variáveis não apresentaram níveis de significância satisfatórios. Da diferença total de 0,0884, entre as médias de saúde infantil reportada, 0,0061 ou 58,30% do total explicado deve-se às disparidades na renda.

A segunda coluna estão os mesmos resultados quando são utilizados os coeficiente de São Paulo. O poder de explicação para o total da diferença foi de 25,11%. Deste total, a renda domiciliar *per capita*, com 1% de significância, explica 53,75% do total da desigualdade regional de saúde infantil. A idade do pai também se mostrou significativa, só que a 10%. O coeficiente de 0,004 explica aproximadamente 18% do total explicado dessa diferença. As demais variáveis não foram significantes.

A terceira coluna traz a decomposição conjunta, ou seja, obtida com os coeficientes do modelo pooled com as observações das duas regiões metropolitanas analisadas. O total explicado da diferença nessa regressão foi de 24,66%. Novamente, a renda mostrou-se significativa a 1% e seu coeficiente foi de 0,0133 e explica aproximadamente 60% do total das diferenças regionais de saúde infantil. O número de componentes familiares também se mostrou significativa a 10% e explica 6,91% da diferença.

A quarta e última coluna traz de novo a decomposição conjunta dos das duas regiões. Entretanto, foi feito um teste de ordenação para ter certeza que a ordem não importaria no resultado final. Ainda assim, o total explicado ficou igual ao anterior, 24,66% e a renda mostrou-se ainda mais importante. Com 1% de significância estatística, a renda domiciliar *per capita* explica 69,59% do total explicado desta diferença. Todas as demais variáveis não foram significantes.

Apesar de o baixo poder explicativo geral do modelo, que ficou entre 11 e 25%, a renda domiciliar *per capita* desempenha um papel fundamental para explicar as discrepâncias regionais na saúde infantil. Crianças com piores condições de renda e, por conseqüência, de saúde tendem a levar essas características ao longo da sua vida infligindo numa menor condição de auferir renda no futuro. O poder explicativo não muito alto deve-se em parte ao fato das diferenças regionais na saúde infantil serem explicadas em sua maior parte por variáveis ambientais e, logo, não captadas nesta decomposição de Fairlie.

As demais variáveis dependentes utilizadas, dias de cama, atividade restrita e diarreia ou vômito não apresentaram significância e o poder de explicação da decomposição foi muito baixo e, em alguns casos, negativo. Desta maneira, pelo fato de não explicarem as desigualdades regionais na saúde, estas tabelas foram colocadas no apêndice.

6. Conclusão

Muitos estudos na literatura econômica têm mostrado que a renda parece um importante determinante da saúde infantil, mesmo em países com oferta gratuita de serviços de saúde para a população. Desta maneira, a intenção deste trabalho é investigar como variáveis pessoais, domiciliares e familiares, além da própria renda *per capita*, afetam a saúde infantil nas regiões metropolitanas brasileiras e se essas variáveis explicam as discrepâncias regionais na saúde infantil.

Na primeira seção dos resultados, procuramos investigar como a renda domiciliar *per capita* está relacionada às condições de saúde das crianças no Brasil. Essa análise é feita com base na Pnad 2008 e levando-se em conta uma série de fatores que podem influenciar simultaneamente a saúde das crianças, como a renda domiciliar, as características pessoais das crianças (idade, gênero e raça), características familiares e domiciliares, como a educação, a idade dos pais e saúde dos pais, o número de componentes familiares. Além da introdução de *dummies* de regiões para comparação entre as próprias regiões metropolitanas.

De acordo com os resultados estimados, crianças em domicílios mais pobres têm, em média, condições de saúde piores do que crianças mais ricas. Crianças brancas, mais velhas e do sexo feminino, também apresentam melhores condições de saúde em relação às demais, portanto as disparidades de renda do Brasil refletem também em diferenças entre as condições de saúde de crianças pobres e ricas, mesmo quando outras características são levadas em consideração, como o comportamento dos pais e seus níveis de educação e saúde.

A renda demonstrou-se novamente importante para a determinação das disparidades regionais de saúde infantil. Para o caso de saúde reportada, o total da diferença explicada no modelo ficou em torno de 25% e renda explicou entre 53,7% e 69,59% dessa diferença. Muito possivelmente, o baixo poder explicativo, 25%, deve-se ao fato de algumas variáveis ambientais não foram capturadas no modelo.

Do ponto de vista das disparidades regionais, há duas implicações importantes do trabalho. Primeiro, mesmo depois de considerar as disparidades regionais de renda e de características dos domicílios e das famílias (o que inclui a escolaridade dos pais, por exemplo), não foi possível explicar mais do que 30% das disparidades regionais de saúde infantil. Isto indica que tais disparidades regionais na quantidade e na qualidade de serviços de saúde disponíveis nas regiões metropolitanas do Brasil.

Segundo e mais indiretamente, acredito que a saúde infantil é fundamental para o desempenho escolar das crianças. Políticas públicas de combate (ou ao menos atenuação) das disparidades regionais no país provavelmente não terão sucesso caso sejam focadas exclusivamente nas provisões de serviços públicos escolares, deixando de lado a complementaridade que os serviços públicos de saúde têm com os serviços educacionais.

Então, os resultados apresentados neste trabalho podem ter implicações importantes no longo prazo, pois a pobreza durante a infância pode influenciar o futuro das crianças e possivelmente até suas gerações futuras (CASE, LEE e PAXTON, 2007). Segundo Crespo e Reis (2009), crianças menos saudáveis tendem a apresentar pior desempenho escolar e, dessa forma, possivelmente também serão trabalhadores menos qualificados.

A desvantagem gerada no mercado de trabalho para crianças com saúde ruim pode ser ampliada ainda mais, já que piores condições de saúde na infância podem persistir ou até se intensificar na vida adulta (CHASE, 2002). Adultos com pior saúde também tendem a ser menos produtivos e, portanto, menos capazes de auferir renda no mercado de trabalho. Desta maneira, a precariedade da saúde por insuficiência de renda na infância pode ser um importante transmissor intergeracional de desigualdade de renda e contribuir para a persistência da pobreza (CRESPO e REIS, 2009).

7. REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ALMEIDA, C.; TRAVASSOS, C.; PORTO, S. & LABRA, M. E. Health sector reform in Brazil: A case study of inequity. *International Journal of Health Services*, 30:129-162, 2000.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A importância da queda recente da desigualdade para a pobreza. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007a.

BARROS, R. P. de; CURY, S.; ULYSSEA, G. A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando Pnad, POF e Contas Nacionais. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Orgs.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2007b.

BENZEVAL, M; JUDGE K; SHOULS S. Understanding the relationship between income and health: how much can be gleaned from cross-sectional data? *Social Policy and Administration*; 35(4): 376-96, 2001

BLINDER, A. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables. *Journal of Human Resources*, 8, 436-455, 1973

BLISS, C.I. "The calculation of the dosage-mortality curve". *Annals of Applied Biology* (22)134–167, 1935.

CAIN, G. The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers BV, 1986.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P.K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York, 2005.

CAMPINO, A. C. C.; DIAZ, M. D. M.; PAULANI, L. M.; OLIVEIRA, R. G.; PIOLA, S. F. & NUNES, A. *Poverty and Equity in Health in Latin America and Caribbean: Results of Country-Case Studies from Brazil, Equator, Guatemala, Jamaica, Mexico and Peru*. Washington, DC: World Bank/United Nations Development Programme/Pan American Health Organization, 1999.

CHANDOLA, T. Social class differences in mortality using the new UK national statistics socio-economic classification. *Social Science and Medicine*, 50: 641-649, 2000.

CASE, A.; DEATON, A. Health and wealth among the poor: India and South Africa compared. *American Economic Review Papers and Proceedings*, v. 95, n. 2, 2005.

CASE, A.; LEE, D.; PAXSON, C. *The income gradient in children's health: a comment on currie, shields and price*. 2007 (NBER Working Paper, n. 13.495).

CASE, A.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. Economic status and health in childhood: the origins of the gradient. *American Economic Review*, v. 92, n. 5, 2002.

CHASE, C. Income and health: prologue. *Health Affairs* 21, 12, 2002.

CRESPO, A.; REIS, M. O impacto da renda Domiciliar sobre a Saúde infantil no Brasil. *Texto para discussão n. 1397, Revista IPEA*, 2009.

CRESPO, A.; REIS, M. *Child health, household income and the local public provision of healthcare in Brazil*. 2008.

CURRIE, J.; MORETTI, E. Biology as destiny? Short and long-run determinants of intergenerational transmission of birth weight. *Journal of Labor Economics*, v. 25, n. 2, 2007.

CURRIE, A.; SHIELDS, M.; PRICE, S. The child health/family income gradient: evidence from England. *Journal of Health Economics*, v. 26, n. 1, 2007.

CURRIE, J.; STABILE, M. Socioeconomic status and health: why is the relationship stronger for older children? *American Economic Review*, v. 93, n. 5, 2003.

DEATON, A.; PAXSON, C. Aging and inequality in income and health. *American Economic Review Paper and Proceedings* 88, 248–253, 1998.

DOORLSLAER, E., WAGSTAFF, A.; BLEICHORDT, H.; CALONGE, S.; GREDTHAM, U.; GERFIN, M.; O'DONNELL, V. Income-Related Inequalities in Health: Some International Comparisons. *Journal of Health Economics*, 16 (1)? 93-112, 1997.

FAIRLIE, R. W. The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment. *Journal of Labor Economics*, 17(1): 80-108, 1999.

FAIRLIE, R. W. Race and The Digital Divide. *University of California, Santa Cruz Working Paper*, 2002.

FAIRLIE, R. W. An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit And Probit Models. *Center Discussion Paper No. 873*, 2003.

JONES, F. On Decomposing the Wage Gap: A Critical Comment on Blinder's Method. *Journal of Human Resources*, 18(1): 126-130, 1983.

HOFFMAN, R. Pobreza e desnutrição das crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, 1998.

HOUSE, J.; KESSELER, R. C. & REGULA, H. A. Age, socioeconomic status and health. *Milbank Quarterly*, 3:383-411, 1990.

HIROSHI, I. *Sócio-economic differentials in health in Japan*, Tokyo: University of Tokyo, 2004.

LE GRAND, J. The distribution of public expenditure: The case of health care. *Economica*, 45: 125-142, 1978.

MACHADO, D. Efeitos da saúde na idade de entrada à escola. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 38, n. 1. 2008.

NEUMARK, D. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, 23, 279-295, 1988.

NORONHA, J. Health research in Brazil: current challenges. *Research into Action (The Newsletter of the Council on Health Research for Development)* 27(January-March):5-6, 2002.

NORONHA, K.; VIEGAS, M. Desigualdades sociais em saúde: Evidências empíricas sobre o caso brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, 32(Especial):877-897, 2002.

KNUST, A., GEURTS, J., VAN DEN BERG, J. International variation in socioeconomic inequalities in self reported health. *Journal of epidemiology and community health*, 49:117-123, 1995.

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (October), 693-709, 1973.

OAXACA, R; RANSOM M. On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics*, 61, 5-21, 1994.

OAXACA, R.; RANSOM, M. Calculation of Approximate Variances for Wage Decomposition Differentials. *Journal of Economic and Social Measurement*, 24, 55-61, 1998.

O'Donnell, O; van Doorslaera, E.; Wagstaff, A; Propper, C.; Puffer, F; Schellhorn, M.; Sundberg, G.; Winkelhake, O. *Equity in the delivery of health care in Europe and the US*. *Journal of Health Economics*, 2000.

OMS. *Informe sobre la salud en el mundo, 2002: reducir los riesgos y promover una vida sana*. Ginebra: OMS, 2002.

RIBEIRO, C., SCALON, C. Mobilidade de classe no Brasil em perspectiva zcomparada, RIBEIRO, J.M. (2001). Regulação e contratualização no setor saúde. IN: NEGRI, B. DI GIOVANNI, G. Brasil: radiografia da saúde. Campinas: UNICAMP. p.409-443, 2001.

TOWNSEND, P., DAVIDSON, N., WHITEHEAD, M. *The health divide*. Londres: Penguin, 1992.

TRAVASSOS, C.; VIACAVA, F.; FERNANDES, C. & ALMEIDA, C. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 5:133-149, 2000.

WAGSTAFF, A. Socioeconomic inequalities in child mortality; comparisons across nine developing countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 78:19-29, 2000.

8. Apêndice

Tabela 10 – Determinantes das desigualdades regionais de saúde infantil para doentes de cama – 2008

	Belém	São Paulo	Conjunto	Ordem Reversa
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	-0,0017 (0,0026)	-0,0014 (0,0035)	-0,0022 (0,0029)	-0,0020 (0,0026)
	-153,86%	35,75%	180,55%	163,21%
Idade média (meses)	0,0002 (0,0017)	-0,0020 (0,0024)	-0,0011 (0,0018)	-0,0008 (0,0014)
	18,21%	51,95%	90,31%	67,68%
Gênero	0,0000 (0,0001)	-0,0010 (0,0007)	-0,0003 (0,0004)	0,0005 (0,0005)
	-3,18%	25,99%	29,11%	-38,33%
Raça	0,0026 (0,0020)	-0,0069 (0,0046)	-0,0006 (0,0030)	-0,0006 (0,0029)
	233,20%	180,77%	52,02%	48,19%
Número de componentes na família	-0,0001 (0,0002)	-0,0002 (0,0005)	-0,0002 (0,0004)	-0,0001 (0,0005)
	-10,65%	5,26%	20,61%	9,53%
Educação do pai	0,0001 (0,0002)	0,0000 (0,0003)	0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)
	6,35%	-0,28%	-5,29%	-4,93%
Educação da mãe	-0,0001 (0,0004)	0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0003)
	-10,84%	-2,44%	-7,14%	-6,94%
Idade do pai	-0,0008 (0,0009)	0,0008 (0,0015)	-0,0002 (0,0011)	-0,0002 (0,0011)
	-72,45%	-21,08%	16,79%	15,70%
Idade da mãe	0,0013 (0,0013)	-0,0006 (0,0010)	0,0001 (0,0009)	0,0001 (0,0009)
	114,29%	16,59%	-4,85%	-4,83%
Saúde da mãe	-0,0004 (0,0004)	-0,0001 (0,0014)	-0,0006 (0,0009)	-0,0006 (0,0009)
	-33,29%	1,51%	53,50%	51,97%
Domicílio com crianças menores de 4 anos	-0,0002 (0,0012)	0,0067 (0,0035)*	0,0033 (0,0022)	0,0020 (0,0015)
	-15,59%	-175,89%	-271,38%	-168,23%
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos	0,0001 (0,0005)	0,0000 (0,0004)	0,0000 (0,0002)	-0,0001 (0,0005)
		0,27%	-0,98%	6,76%
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos	0,0002 (0,0007)	0,0007 (0,0014)	0,0007 (0,0011)	0,0005 (0,0008)
	20,90%	-18,73%	-56,93%	-44,08%
Incluindo todas as variáveis	3,18%	-11,00%	-3,47%	-3,47%

(continua)

(continuação)

Média SP	0,0302	0,0302	0,0302	0,0302
Média PA	0,0647	0,0647	0,0647	0,0647
Diferença	0,03454	0,03454	0,03454	0,03454
Total Explicado	0,0011	-0,0038	-0,0012	-0,0012
Observações SP	2120	2120	2120	2120
Observações PA	1622	1622	1622	1622
Observações Totais	3742	3742	3742	3742

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Ordem reversa é um teste no qual se verifica a importância da ordenação das variáveis na decomposição.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

Tabela 11 – Determinantes das desigualdades regionais de saúde infantil para restrição a atividades habituais – 2008

	Belém	São Paulo	Conjunto	Ordem Reversa
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	-0,0027 (0,0035) -265,83%	-0,0009 (0,0042) 36,71%	-0,0024 (0,0034) 396,28%	-0,0023 (0,0032) 378,52%
Idade média (meses)	-0,0008 (0,0021) -83,88%	-0,0009 (0,0023) 38,84%	-0,0011 (0,0019) 180,15%	-0,0009 (0,0016) 157,28%
Gênero	0,0000 (0,0002) 2,62%	-0,0002 (0,0003) 7,25%	0,0001 (0,0001) -11,67%	0,0003 (0,0035) -57,33%
Raça	0,0016 (0,0032) 160,65%	-0,0074 (0,0054)	-0,0025 (0,0037) 413,80%	-0,0023 (0,0035) 384,93%
Número de componentes na família	-0,0005 (0,0004) -45,18%	0,0000 (0,0002) 1,11%	-0,0002 (0,0003) 33,58%	-0,0001 (0,0002) 15,04%
Educação do pai	0,0001 (0,0003) 8,03%	-0,0012 (0,0010) 51,46%	-0,0005 (0,0006) 84,02%	-0,0004 (0,0005) 62,58%
Educação da mãe	-0,0001 (0,0004) -7,93%	0,0001 (0,0003) -3,35%	0,0000 (0,0003) -7,08%	0,0001 (0,0004) -8,68%
Idade do pai	-0,0005 (0,0013) -48,73%	0,0018 (0,0015) -76,97%	0,0007 (0,0011) -113,57%	0,0007 (0,0011) -122,50%
Idade da mãe	0,0006 (0,0012) 62,62%	-0,0009 (0,0012) 35,47%	-0,0003 (0,0011) 54,12%	-0,0003 (0,0011) 51,05%
Saúde da mãe	-0,0015 (0,0012) -151,83%	-0,0002 (0,0017) 7,16%	-0,0011 (0,0013) 183,78%	-0,0010 (0,0012) 169,22%

(continua)

(continuação)

Domicílio com crianças menores de 4 anos	0,0030 (0,0020) 303,61%	0,0071 (0,0033)* -297,72%	0,0054 (0,0020) -896,55%	0,0045 (0,0017) -743,23%
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos	0,0000 (0,0004) -2,36%	0,0000 (0,0005) -0,86%	0,0000 (0,0004) -2,65%	0,0001 (0,0003) -13,46%
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos	0,0018 (0,0014) 178,37%	0,0002 (0,0015) -6,29%	0,0012 (0,0013) -204,80%	0,0010 (0,0011) -164,95%
Incluindo todas as variáveis	2,20%	-5,27%	-1,32%	-1,32%
Média SP	0,066	0,066	0,066	0,066
Média PA	0,1116	0,1116	0,1116	0,1116
Diferença	0,0455	0,0455	0,0455	0,0455
Total Explicado	0,001	-0,0024	-0,0006	-0,0006
Observações SP	2120	2120	2120	2120
Observações PA	1622	1622	1622	1622
Observações Totais	3742	3742	3742	3742

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Ordem reversa é um teste no qual se verifica a importância da ordenação das variáveis na decomposição.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

Tabela 12– Determinantes das desigualdades regionais de saúde infantil para diarreia e vômito – 2008

	Belém	São Paulo	Conjunto	Ordem Reversa
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i>)	0,0005 (0,0007) 57,94%	0,0005 (0,0008) -106,52%	0,0006 (0,0007) 108,96%	0,0008 (0,0011) 166,49%
Idade média (meses)	0,0001 (0,0004) 9,91%	-0,0064 (0,0069) 1383,76%	-0,0011 (0,0018) -218,00%	0,0020 (0,0036) 388,94%
Gênero	-0,0001 (0,0003) -16,44%	-0,0002 (0,0005) 49,72%	0,0001 (0,0002) 15,47%	0,0001 (0,0002) 22,49%
Raça	-0,0014 (0,0017) -156,53%	-0,0014 (0,0026)	-0,0015 (0,0013) -290,76%	-0,0015 (0,0014)
Número de componentes na família	0,0000 (0,0001) 0,11%	-0,0001 (0,0010) 18,43%	0,0003 (0,0005) 49,92%	-0,0003 (0,0007) -65,75%
Educação do pai	0,0000 (0,0002) -4,31%	0,0000 (0,0003) -3,89%	-0,0001 (0,0001) -13,73%	0,0000 (0,0002) 3,73%

(continua)

(continuação)				
Educação da mãe	-0,0001 (0,0003)	0,0005 (0,0006)	0,0001 (0,0002)	0,0000 (0,0003)
	-10,35%	-117,33%	20,59%	-5,35%
Idade do pai	0,0012 (0,0010)	0,0007 (0,0012)	0,0011 (0,0008)	0,0007 (0,0007)
	134,98%	-151,59%	214,76%	138,98%
Idade da mãe	0,0006 (0,0009)	-0,0001 (0,0004)	-0,0001 (0,0003)	-0,0001 (0,0004)
	65,65%	19,87%	-15,70%	-17,82%
Saúde da mãe	0,0002 (0,0005)	0,0000 (0,0008)	0,0002 (0,0005)	0,0001 (0,0004)
	27,02%	-6,39%	34,27%	23,63%
Domicílio com crianças menores de 4 anos	-0,0001 (0,0003)	0,0039 (0,0072)	0,0005 (0,0017)	-0,0014 (0,0014)
	-7,56%	-846,46%	98,55%	-281,33%
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos	0,0000 (0,0002)	0,0021 (0,0031)	0,0004 (0,0008)	0,0001 (0,0003)
	2,25%	-451,52%	76,76%	20,61%
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos	0,0000 (0,0001)	0,0000 (0,0002)	0,0000 (0,0001)	-0,0001 (0,0003)
	-1,76%	2,89%	-8,35%	-22,67%
Incluindo todas as variáveis	22,82%	-11,79%	13,08%	13,08%
Média SP	0,0066	0,0066	0,0066	0,0066
Média PA	0,0105	0,0105	0,0105	0,0105
Diferença	0,0039	0,0039	0,0039	0,0039
Total Explicado	0,00089	-0,00046	0,00051	0,00051
Observações SP	2120	2120	2120	2120
Observações PA	1622	1622	1622	1622
Observações Totais	3742	3742	3742	3742

Fonte: Elaboração própria do autor com base na Pnad de 2008.

Notas: Os erros-padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Ordem reversa é um teste no qual se verifica a importância da ordenação das variáveis na decomposição.

* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%, ** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e *** indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.