

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

Income and regional inequality in child health: an empirical study for the metropolitan regions in Brazil

Luís Carazza

Economista. Doutor em Economia. Professor Universidade Federal de Pernambuco - UFPE. tomcarazza@gmail.com

Raul da Mota Silveira Neto

Economista. Doutor em Economia. Professor da UFPE. rau.silveira@uol.com.br

Resumo: Muitos estudos na literatura econômica têm mostrado que a renda familiar é um importante determinante da saúde infantil. Centrado nas disparidades regionais brasileiras de bem-estar, este trabalho investiga em que medida os diferenciais de renda entre as regiões metropolitanas (RMs) do país podem explicar os diferenciais regionais quanto à saúde infantil, questão ainda inexplorada na literatura. As evidências obtidas confirmam que a renda domiciliar é um importante condicionante da saúde infantil, contudo, também indica que tal variável tem papel menos relevante na explicação das disparidades regionais na saúde infantil entre as RMs do país e sugerem que tais diferenças regionais estão associadas a variáveis locais de infraestrutura.

Palavras-chave: Saúde infantil; Renda domiciliar *per capita*; Desigualdades regionais; Decomposição de Fairlie.

Abstract: Many studies in the economics literature have shown that family income seems an important determinant of child health. With the focus on regional disparities of children's health, this paper investigates the role of regional disparities of family income in explaining regional disparities of children's health for the case of Brazilian Metropolitan Regions (MRs). The set of evidence confirms the importance of family income in explaining health conditions of children but also points out that this variables cannot explain the observed regional disparities of children's health among Brazilian MRs and do suggest environment local health services plays a much more important role in explaining these regional inequalities.

Keywords: Child health; *Per capita* household income; Regional inequalities; Fairlie's decomposition.

1 INTRODUÇÃO

A literatura econômica sobre desigualdade social e 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, com a observação de que o papel das preferências dos indivíduos perde importância como condicionante de bem-estar nesta dimensão.

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; DI GIOVANNI, 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; PAXSON, 1998). Por isso, a renda domiciliar é considerada como uma medida bastante importante, sendo colocada, inclusive, como um transmissor intergeracional de desigualdade social por Reis e Crespo (2009). Isso acontece porque crianças mais pobres tendem a apresentar piores níveis de saúde devido à incapacidade financeira dos pais de adquirir insumos para a sua melhoria. O principal argumento é que a renda afeta a saúde, já que um maior nível de renda permite gozar de melhor status de saúde.

Por isso, com a saúde pior, estas crianças tendem a parar de estudar mais cedo e, no futuro, além de se tornarem adultos menos saudáveis,

elas tendem a apresentar capacidade produtiva menor do que a de seus colegas de trabalho saudáveis (CASE; PAXSON, 2006). Além da renda, a escolaridade dos pais (principalmente materna) e a saúde dos pais são citadas na literatura como fatores positivos para a saúde dos filhos (ALVES; BELLUZZO, 2004). Além da relação existente entre escolaridade e renda, pais com maior nível de escolaridade tendem a entender melhor o que é saudável e o que seus filhos precisam, levando-os a apresentar níveis melhores de saúde.

Goode et al. (2014) ressalta a importância da saúde dos pais, as condições de saneamento doméstico e a nutrição como os principais canais pelo qual a renda familiar afeta a saúde infantil. Com relação ao fato de que ter pais saudáveis seja um fator positivo para a saúde das crianças, uma possível explicação seria a genética, ou seja, as crianças provavelmente não apresentariam doenças hereditárias. Além disso, os filhos tendem a levar o mesmo estilo de vida que seus pais e, como os pais com melhor nível de saúde provavelmente levam vidas mais saudáveis, tendo a alimentação balanceada e a prática de esportes em sua rotina, seus filhos tenderiam a ser mais saudáveis que os filhos de pais mais sedentários e/ou que não se alimentam adequadamente (GOODE et al., 2014).

De fato, diversos estudos indicam que a renda domiciliar parece um importante determinante da saúde infantil (REIS; CRESPO, 2009; SANTOS; TEJADA; EWERLING, 2012). Há uma literatura extensa em economia que demonstra que níveis mais baixos de renda estão associados a piores condições de saúde (DEATON; PAXSON, 1998; DEATON; PAXSON, 1999; APOUEY; GEOFFARD, 2013; GOODE et al., 2014). Pessoas mais pobres tendem a ter piores condições de saúde, pois vivem em ambientes mais precários e, também, possuem uma pior nutrição (APOUEY; GEOFFARD, 2013). Dessa maneira, estas pessoas estão mais sujeitas a diversos tipos de doenças por não terem acesso a serviços públicos e, por consequência, 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. Para o Brasil, Santos, Jacinto e Tejada (2012)

analisam a relação de causalidade entre renda e saúde, e as evidências encontradas mostram a causalidade no sentido da saúde para a renda, o que evidencia a importância da saúde infantil como determinantes da desigualdade regional. 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. Case, Lubotsky e Paxson (2002) encontraram 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 impacta positivamente ambas variáveis. Outros resultados bastante semelhantes também foram observados no Canadá e no Reino Unido (CURRIE; STABLE, 2003; CURRIE; MORETTI, 2007; CASE; LEE; PAXSON, 2007; APOUEY; GEOFFARD, 2013).

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 (DUNCAN; CHASE-LANSDALE, 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; REIS, 2008).

No caso brasileiro, houve um aumento significativo de trabalhos relacionando saúde e renda (KASSOUF, 1994; ALVES; ANDRADE, 2003; ALVES; BELUZZO, 2004; SOARES, 2005; REIS; CRESPO, 2009; NORONHA et al., 2010; SANTOS; JACINTO; TEJADA, 2012). Entretanto, poucos desses artigos tentam associar renda familiar e saúde infantil. Entre esses trabalhos, podemos destacar Hoffmann (1998) mostrou que existe uma relação positiva entre a renda domiciliar e a altura das crianças. No mesmo sentido, Crespo e Reis (2008) apontaram que maiores níveis de renda estão associados positivamente a melhores condições 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. A relação entre renda e saúde infantil, portanto, pode ser um importante transmissor de desigualdade socioeconômica entre as gerações, agravando ainda mais as desigualdades regionais no país.

Mais recentemente, Santos, Tejada e Ewerling (2012) analisaram os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural e mostraram que fatores como melhor saúde dos pais, maior nível de renda, maiores níveis de informação, acesso à água de melhor qualidade, além de políticas públicas como o Programa Saúde da Família se relacionam positivamente com a saúde das crianças.

Do ponto de vista da análise espacial das condições de bem-estar, há um aspecto referente aos serviços de saúde digno de nota, uma vez que acentua as dificuldades de famílias carentes localizadas em regiões mais pobres: como a maioria dos produtos do setor de serviços, parte importante dos serviços apresenta características de não comercializável (*non tradeable*), o que enfatiza a importância da provisão e de infraestrutura local na prestação destes serviços. Isto significa que, além das disparidades de renda familiar, disparidades espaciais associadas à provisão dos serviços de saúde podem ser fundamentais quando se coteja a saúde infantil de crianças situadas em diferentes localidades.

Desta forma, o efeito da variável renda familiar para explicar os significativos desníveis regionais no Brasil é pouco explorado. Este artigo tem como objetivo demonstrar como as disparidades das dotações locais dos serviços de saúde levam à existência de tais desníveis regionais. Com a intenção de iniciar o preenchimento desta lacuna, o presente trabalho está estruturado em torno de dois objetivos: primeiro, pretende documentar a relação entre renda e demais variáveis socioeconômicas e as condições saúde das crianças no Brasil; segundo, maior foco de atenção da pesquisa, investiga o papel dessas variáveis, sobretudo a renda familiar, na explicação das disparidades regionais de saúde infantil entre as regiões metropolitanas brasileiras.

Então, a discussão apresentada neste trabalho pode 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; PAXSON, 2007). Segundo Crespo e Reis (2008), crianças menos

saudáveis tendem a apresentar pior desempenho escolar e, dessa forma, possivelmente também serão trabalhadores menos qualificados.

Na seção a seguir, são apresentadas evidências a respeito das condições de saúde das crianças nas RMs do país e sobre seus desníveis regionais. Na terceira seção do trabalho apresenta-se a estratégia empírica para obtenção das principais evidências do trabalho. Os resultados são discutidos na seção quatro e as considerações finais apresentadas na quinta e última seção.

2 SAÚDE INFANTIL NO BRASIL: NÍVEIS E DISPARIDADES REGIONAIS

Aproximadamente 400 mil pessoas em quase 100 mil domicílios fizeram parte da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios em 2008 (PNAD, 2008), ano em que 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. Assim, de acordo com a classificação de saúde indicada pelos pais, crianças com saúde boa possuem ranking 1 e 2, e, com saúde ruim, 3, 4 e 5. Desta maneira, a variável dependente tornou-se binária, 0 para criança com boa saúde e 1 para crianças não saudáveis. Estas variáveis formam o conjunto das variáveis a serem explicadas.

Para estas variáveis, utilizaram-se os dados referentes ao indivíduo. Inicialmente foi considerado na regressão o logaritmo da renda per capita. Nas regressões posteriores, foram utilizados controles como raça, sexo, idade. Reis e Crespo (2009), Case et al. (2002) e Currie e Stabile (2003) apontam que outras viáveis explicativas como o número de componentes familiar, saúde da mãe, nível de educação e idade dos pais 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 (2008) 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 baixa¹. No total, foram utilizados dados de cerca de 20 mil crianças das regiões metropolitanas dos estados brasileiros neste estudo, com a intenção de homogeneizar a amostra.

Nesta parte serão apresentados os dados iniciais referentes à saúde infantil. Na Tabela 1 são apresentadas estatísticas descritivas sobre as crianças nas amostras da PNAD. A Tabela 1 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)
Vômito ou diarreia (%)	0,85 (9,16)	1,31 (11,37)
Total	18.726	60.539

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

Nota: Os desvios padrões estão entre parênteses.

¹ De acordo com Crespo e Reis (2008), aproximadamente 1% das crianças entre 5 e 9 anos declaram que trabalhavam em 2008.

A renda domiciliar per capita da PNAD de 2008 nas regiões metropolitanas foi R\$ 455,69, aproximadamente 10% maior que salário mínimo da época². 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 (2008). O número médio de componentes por família foi 4,18. O número médio dos anos de estudos dos pais ficou em torno de 9 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, pois na amostra só há 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 que a idade do pai se manteve praticamente constante em 44 anos.

Para todas as crianças brasileiras, o percentual considerado não saudável 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 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 3,76% para todo o Brasil. Diarreia ou vômito ficou com o menor percentual com 1,31% para as crianças brasileiras e 0,85% para as regiões metropolitanas.

De acordo com os dados na PNAD 2008, a Tabela 2 mostra o percentual de crianças não saudáveis nas regiões metropolitanas brasileiras, assim como a proporção de doentes de cama, atividade restrita e vômito ou diarreia. É importante destacar, que estas variáveis não são excludentes, ou

seja, uma mesma criança pode ser reportada como não saudável e apresentar quadro clínico de vômito e atividade restrita, por exemplo.

No sentido de evidenciar as disparidades regionais de saúde no Brasil, a Tabela 2 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, Fortaleza possui a pior média de crianças com alguma restrição a atividades diárias enquanto Porto Alegre teve a melhor colocação com apenas 6,04%. Curitiba apresentou a maior porcentagem de crianças com diarreia e vômito com 1,54% e São Paulo, novamente, apresentou a melhor média no Brasil, com 0,61%.

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 Diarreia (%)
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: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

Curitiba ter apresentado a pior média de vômito ou diarreia mostrou-se um pouco duvidoso. Muito possivelmente há algum tipo de subestimação nas regiões metropolitanas mais pobres, o que torna esta variável pouco confiável. Inclusive essa é outra importante discussão, qual seria a variável (índice) perfeita para saúde infantil? Isto foge do escopo do texto. Desta maneira, a variável binária, saúde infantil boa ou ruim, será utilizada como proxy da saúde infantil, mesmo sabendo que ela

² O salário mínimo vigente no Brasil em 2008 era de R\$ 415,00.

pode ter alguns erros de reportagem. Então, para a decomposição de Fairlie, a região metropolitana de São Paulo, por apresentar os melhores índices de saúde, e Belém, por ter as piores médias de saúde reportada, assim, estas RMs foram selecionadas para realizar a decomposição.

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. Uma medida importante para a desigualdade é o índice que mede a razão entre a região metropolitana com a maior média e menor média de cada variável independente, assim, o índice de desigual-

dade (relação menor/maior) demonstra que há uma disparidade dessas variáveis 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 83,67%. 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 53,38% das crianças com sexo masculino e São Paulo com a menor, com 48,08%. Com quase 19 mil crianças na amostra, a região com maior número de crianças é São Paulo, seguido de Recife. Curitiba apresentou o menor número, com apenas 973 crianças.

Tabela 3 – Características pessoais das crianças nas Regiões Metropolitanas – 2008

Região metropolitana	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: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

A Tabela 4 apresenta uma série de variáveis que estão relacionadas com a saúde infantil. Santos, Tejada e Ewerling (2012) evidenciaram a importância destas variáveis como determinantes da saúde de uma criança. Desta forma, a Tabela 4 tenta elucidar a relação das características familiares das crianças nas regiões metropolitanas.

De acordo com a Tabela 4, 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 de estudo 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.

Tabela 4 – Características familiares e domiciliares para as Regiões Metropolitanas - 2008

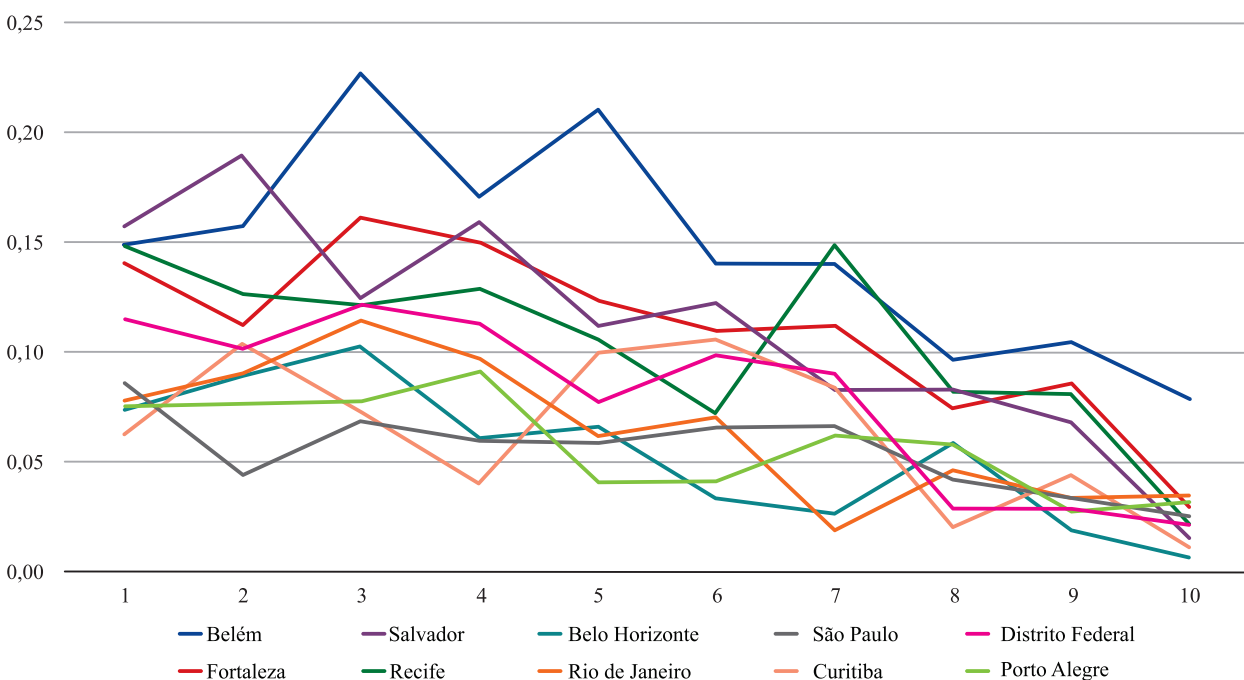
Região Metropolitana	Educação da mãe (anos)	Educação do pai (anos)	Idade Média da mãe (meses)	Idade Média do pai (meses)	Mãe com saúde regular, ruim ou muito ruim (%)	Número de componentes (médio) por Família
Belém	9,47	9,03	500,14	514,16	24,42	4,23
Fortaleza	8,69	8,62	509,64	519,87	22,42	4,21
Recife	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: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

O próximo passo é verificar a relação entre saúde infantil e renda. Para isso, no Gráfico 1, será demonstrada a porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda. Assim, o gráfico abaixo mostra 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 existirem alguns picos nos decis intermediários, o Gráfico 1 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, evidenciando o papel da renda maior na melhora de saúde infantil.

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



Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

3 CONDICIONANTES DAS DESIGUALDADES REGIONAIS NA SAÚDE INFANTIL: ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para o primeiro ponto foram utilizados os efeitos marginais do modelo Probit. Além de analisar a influência da renda para a saúde infantil, também foram introduzidas nos modelos variáveis pessoais (idade média, sexo, raça), familiares (Número de componentes na família, Educação e Idade do Pai e da Mãe, Saúde da Mãe), domiciliares (Domicílio com crianças menores de 4 anos, com crianças de 5 a 10 anos e com crianças de 11 a 14 anos) e regionais (*Dummy* para cada Região Metropolitana) com a intenção de eliminar as influências dessas variáveis no modelo. De acordo com Santos, Tejada e Ewerling (2012), Reis e Crespo (2009), Case et al. (2002) e Currie e Stabile (2003) essas variáveis são fundamentais como determinantes da saúde infantil.

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 sexo 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 a contribuição das desigualdades regionais de renda para as disparidades na saúde infantil foi utilizado um método relativamente simples para realizar uma decomposição que utiliza estimativas de um modelo Logit ou Probit. Esta técnica 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 uma regressão linear padrão, utiliza-se a decomposição Blinder-Oaxaca no qual a diferen-

ça dos valores médios da variável dependente, Y , pode ser expressa por:

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = [(\bar{X}^{ms} - \bar{X}^{ps})\hat{\beta}^{ms}] + [\bar{X}^{ps}(\hat{\beta}^{ms} - \hat{\beta}^{ps})] \quad (1)$$

No qual \bar{X}^j é o vetor dos valores médios das variáveis independentes β^j e 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:

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = \left[\sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms} \hat{\beta}^{ms})}{N^{ms}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps} \hat{\beta}^{ms})}{N^{ps}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps} \hat{\beta}^{ms})}{N^{ps}} + \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps} \hat{\beta}^{ps})}{N^{ps}} \right] \quad (2)$$

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 (1) quanto na (2), o primeiro termo dentro dos parênteses representa parte da diferença regional que é devido às diferenças entre os grupos nas distribuições de X e o segundo termo representa a parte das 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.

Para calcular a decomposição, define-se \bar{Y}^j como a probabilidade média de retorno de uma variável binária 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:

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

3 Uma propriedade útil da regressão logit que inclui um termo constante é que a média das probabilidades previstas devem ser iguais 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.

$$\left[\sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms} \hat{\beta}^{ms})}{N^{ms}} + \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps} \hat{\beta}^{ps})}{N^{ps}} \right] \quad (3)$$

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). 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 (2) e (3) 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 simplificar, parte-se da hipótese que $N^{ms} + N^{ps}$ e 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:

$$\frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ms} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ms} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ps} \hat{\beta}_2^*) \quad (4)$$

Analogamente, a contribuição de X_2 pode ser expressa por:

$$\frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ms} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ps} \hat{\beta}_2^*) \quad (5)$$

A contribuição de cada variável para a diferença de saúde é igual à 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.

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 (4) e (5). 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, foram utilizados os coeficientes conjuntos (*pooled*) para calcular a probabilidade prevista, \hat{Y}_i , para cada pessoa da amostra conjunta. Em seguida, uma subamostra aleatória de crianças de saúde boa igual ao número total de crianças com saúde ruim N_{ps} é criada. 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 (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 calculado para aproximar os resultados de toda a amostra de crianças com saúde boa.

Entretanto, há outro ponto importante a ser destacado, a ordenação das variáveis na decomposição. Fairlie⁵ (2003) aconselha mudar a ordem das

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

5 A técnica de decomposição Blinder-Oaxaca é amplamente

variáveis para confirmar a robustez dos resultados. Assim, por causa da não linearidade da equação de decomposição o resultado pode ser sensível à ordenação das variáveis (FAIRLIE, 2003). Os efeitos do reordenamento, no entanto, dependem da aplicação. 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.

4 INFLUÊNCIA DA RENDA E DISPARIDADES REGIONAIS NA SAÚDE INFANTIL ENTRE AS RMS DO BRASIL: RESULTADOS

Nesta seção são apresentadas as estimativas para as influências das variáveis sobre a saúde infantil nas RMS do Brasil. A intenção 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 4.1. Nela serão utilizados os efeitos marginais do modelo conhecido como Probit e que já foram descritos na seção 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 4.2 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 conhecidos como decomposição de Fairlie. Os coeficientes das regressões demonstrados nas tabelas seguintes explicam como as características das crianças, no modelo, afetam essa diferença.

utilizada para identificar e quantificar as contribuições separadas de diferentes grupos em características mensuráveis, tais como educação, experiência, estado civil e diferenças geográficas para as diferenças raciais ou regionais. Assim, Fairlie (2003) descreve um método relativamente simples de realizar esta decomposição com estimativas de um modelo logit ou probit. Expandindo a aplicação original da técnica em Fairlie (1999), Fairlie (2003) fornece uma discussão mais completa sobre como aplicar esta técnica, com uma análise da sensibilidade das estimativas de decomposição de diferentes parâmetros e o cálculo de erros padrão.

4.1 Renda Familiar, características pessoais e familiares e saúde infantil

A Tabela 5, a seguir, apresenta os resultados para as regressões, considerando a saúde infantil e suas variáveis independentes. 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 as influências da renda e das demais características pessoais da criança, da sua família e domicílio.

Na primeira coluna foi utilizada somente o log da renda domiciliar *per capita*. O resultado indica que, com o aumento de 1% da renda domiciliar, a criança tem probabilidade de -3,58% 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; CRESPO, 2009).

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.

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)***
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 χ^2	273,95	311,04	344,28	427,05
Observações	16.827	16.827	16.825	16.825

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (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 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 probabilidade de -3,26% de estar na categoria não 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; PAXSON, 2002) com probabilidade de -0,02%, ou seja, um mês a mais de vida implica redução de 0,02% na probabilidade da criança ser considerada não saudável. A criança ser 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 a saúde debilitada.

A introdução das características domiciliares e familiares não alterou a influência da renda na saúde infantil. A coluna três demonstra novamente que o aumento da renda em 1% leva a uma probabilidade de -3,55% de a criança ser considerada não saudável e 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 1,06% de chance ao nível de 5% de significância. Crianças brancas também têm probabilidade de -2,36% de serem consideradas doentes 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% de chance de a 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 -0,02%, 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 a pena destacar que o sinal negativo da idade da mãe e da educação dos pais reforça a ideia de quanto mais velha for a mãe e mais educados os pais, menor a chance da criança ser considerada doente (CASE; LEE; PAXSON, 2007).

É interessante notar que a introdução das dummies de região metropolitana não alterou significativamente os efeitos das demais variáveis analisadas até agora. O efeito da renda domiciliar per capita continuou significativa a 1% e com o valor de -3,2%, 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 1,03% 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 não 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 essas 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 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 probabilidade de -5% na chance de ser considerada doente em relação à 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 às demais regiões metropolitanas do Norte e Nordeste brasileiro.

4.2 Determinantes para as disparidades regionais de saúde infantil no Brasil

A decomposição de Fairlie permite obter uma decomposição não linear de uma variável binária e foi proposta inicialmente por Fairlie (1999). 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. Para isso, os dois grupos escolhidos são formados por duas regiões metropolitanas. São Paulo foi escolhida como a região com melhor média de saúde infantil para as quatro variáveis dependentes utilizadas neste trabalho (saúde reportada). Em contrapartida, Belém apresentou os piores índices, na média, para saúde infantil, tornando-se o outro grupo 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, conforme sugerido por Fairlie (2003).

Com a intenção de analisar as discrepâncias regionais na saúde infantil, a Tabela 6 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 6 – Determinante 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%
Sexo	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%
Educação do pai	0,0001 (0,0003)	-0,0001 (0,0021)	0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0004)
	1,16%	-0,27%	0,27%	0,39%
Educação da mãe	0,0005 (0,0004)	-0,0003 (0,0015)	0,0000 (0,0003)	0,0000 (0,0004)
	5,17%	-1,20%	-0,11%	-0,14%
Idade do pai	-0,0001 (0,0012)	0,0040 (0,0021)*	0,0022 (0,0016)	0,0019 (0,0014)
	-1,17%	18,04%	9,94%	8,50%
Idade da mãe	-0,0007 (0,0007)	-0,0001 (0,0015)	-0,0007 (0,0010)	-0,0008 (0,0013)
	-6,86%	-0,30%	-3,06%	-3,61%
Saúde da mãe	-0,0006 (0,0005)	0,0012 (0,0016)	-0,0002 (0,0010)	-0,0002 (0,0011)
	-6,22%	5,24%	-0,83%	-0,96%
Domicílio com crianças menores de 4 anos	-0,0004 (0,0013)	0,0016 (0,0023)	0,0004 (0,0016)	0,0004 (0,0017)
	-3,47%	7,29%	1,85%	2,04%
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos	0,0000 (0,0002)	0,0001 (0,0004)	0,0002 (0,0004)	0,0000 (0,0004)
	0,23%	0,57%	0,70%	0,13%
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos	0,0020 (0,0015)	-0,0002 (0,0012)	0,0008 (0,0012)	0,0007 (0,0011)
	19,32%	-1,06%	3,46%	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	3732	3732	3732	3732

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (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.

Os dados da primeira coluna referem-se a Belém. A inclusão de todas as variáveis explicou somente 11,76% dessa diferença encontrada. 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 apresenta a mesma estrutura da coluna anterior, mas apresenta os dados para a região metropolitana 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 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.

Assim, de acordo com a decomposição de Fairlie realizada na Tabela 6, o poder explicativo geral do modelo, ficou entre 11% e 25% e ressalta o papel da renda domiciliar *per capita* para explicar como as discrepâncias regionais afetam a saúde infantil. Crianças com piores condições de renda e, por consequência, de saúde, tendem a levar essas características ao longo da sua vida, infligindo em uma menor condição de auferir renda no futuro. O poder explicativo, apesar de 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.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

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 foi 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, é verificado como a renda domiciliar *per capita* está relacionada às condições de saúde das crianças no Brasil. Essa análise foi 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, sexo 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 as 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 poder explicativo de somente 25% deve-se ao fato de que algumas variáveis ambientais não foram capturadas no modelo, como, por exemplo, a qualidade e estrutura da educação e da saúde nestas regiões metropolitanas.

Do ponto de vista das disparidades regionais, há duas implicações importantes do trabalho. Primeiramente, mesmo considerando 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 as diferenças regionais na quantidade e na qualidade de serviços de saúde disponíveis nas regiões metropolitanas do Brasil é, possivelmente, a principal responsável por estas disparidades na saúde infantil.

REFERÊNCIAS

- ALVES, L. F. E.; ANDRADE, M. V. Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil. **Revista de Economia Aplicada**, v. 7, n. 2, p. 359-388, 2003.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. **Economics & Human Biology**, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.
- APOUEY, B.; GEOFFARD, P.-Y. Family income and child health in the UK. **Journal of health economics**, v. 32, n. 4, p. 715-727, 2013.
- CASE, A.; LEE, D.; PAXSON, C. The income gradient in children's health: a comment on currie, shields and wheatley price. **Journal of Health Economics**, v. 27, n. 3, p. 801-807, 2007.
- CASE, A.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. Economic status and health in childhood: The origins of the gradient. **The American Economic Review**, v. 92, n. 5, p. 1.308-1.334, 2002.
- CASE, A.; PAXSON, C. Children's health and social mobility. **The Future of Children**, p. 151-173, 2006.
- DUNCAN, G. J.; CHASE-LANSDALE, L. P. (Ed.). **For better and for worse: Welfare reform and the well-being of children and families**. Russell Sage Foundation, 2002.
- CRESPO, A.; REIS, M. **Child health, household income and the local public provision of health care in Brazil**. Mimeo, 2008.
- CURRIE, J.; MORETTI, E. **Biology as destiny?** Short and long-run determinants of intergenerational transmission of birth weight. National Bureau of Economic Research, 2005.
- CURRIE, J.; STABILE, M. **Socioeconomic status and health: why is the relationship stronger for older children?** National Bureau of Economic Research, 2003.
- DEATON, A. S.; PAXSON, C. H. Aging and inequality in income and health. **The American Economic Review**, v. 88, n. 2, p. 248-253, 1998.
- DEATON, A. S.; PAXSON, C. Mortality, education, income, and inequality among American cohorts. In: **Themes in the Economics of Aging**. University of Chicago Press, 2001. p. 129-170.
- FAIRLIE, R. W. The absence of the African-American owned business: an analysis of the dynamics of self-employment. **Journal of Labor Economics**, v. 17, n. 1, p. 80-108, 1999.
- FAIRLIE, R. W. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. **Journal of economic and social measurement**, v. 30, n. 4, p. 305-316, 2003.
- GOODE, A. et al. Family income and child health in China. **China Economic Review**, v. 29, p. 152-165, 2014.
- HOFFMANN, R. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 299-315, 1998.
- KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n. 2, p. 235-260, 1994.
- MACHADO, D. C. Efeitos da saúde na idade de entrada à escola. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, 2008.

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

NORONHA, K.; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 27, n. 2, p. 269-283, 2010.

REIS, M.; CRESPO, A. **O impacto da renda domiciliar sobre a saúde infantil no Brasil**. Texto para discussão n. ?? Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2009.

RIBEIRO, J. M.; DI GIOVANNI, G. Regulação e contratualização no setor saúde. In: **Brasil: radiografia da saúde**. Unicamp, 2001. p. 409-443.

SANTOS, A. M. A. dos; JACINTO, P. de A.; TEJADA, C. A. O. Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados do Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 2, p. 229-261, 2012.

SANTOS, A. M. A. d.; TEJADA, C. A. O.; EWERLING, F. Os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 3, p. 473-492, 2012.

SOARES, R. R. Mortality reductions, educational attainment, and fertility choice. **The American Economic Review**, v. 95, n. 3, p. 580-601, 2005.