

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS
FACULDADE DE ECONOMIA ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
MESTRADO EM ECONOMIA APLICADA

ANDERSON MOREIRA ARISTIDES DOS SANTOS

**CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE: UMA ANÁLISE ATRAVÉS
DA ABORDAGEM DE DADOS EM PAINEL COM OS ESTADOS E OS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

MACEIÓ
2010

ANDERSON MOREIRA ARISTIDES DOS SANTOS

**CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE: UMA ANÁLISE ATRAVÉS
DA ABORDAGEM DE DADOS EM PAINEL COM OS ESTADOS E OS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade Federal de Alagoas, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Anderson de Barros Dantas.

Co-Orientador: Prof. Dr. César Augusto Oviedo Tejada.

**MACEIÓ
2010**

Catálogo na fonte
Universidade Federal de Alagoas
Biblioteca Central
Divisão de Tratamento Técnico
Bibliotecária Responsável: Janaina Xisto de Barros Lima

S237c Santos, Anderson Moreira Aristides dos.

Causalidade entre renda e saúde : uma análise através da abordagem de dados de dados em painel com os Estados e Municípios Brasileiros / Anderson Moreira Aristides dos Santos, 2010.

138 f.

Orientador: Anderson de Barros Dantas.

Co-Orientador: César Augusto Oviedo Tejada.

Dissertação (mestrado em Economia) – Universidade Federal de Alagoas. Faculdade de Economia Administração e Contabilidade. Programa de Pós-Graduação em Economia. Maceió, 2010.

Bibliografia: f. 100-106

1. Condições econômicas - Brasil. 2. Econometria. 3. Dados em painel. 4. Renda. 5. Saúde. 6. Causalidade de Granger. I. Título.

CDU: 330.35:61(81)

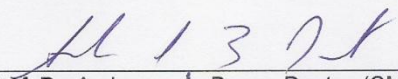
Universidade Federal de Alagoas
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada

Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados e os municípios brasileiros

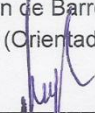
ANDERSON MOREIRA ARISTIDES DOS SANTOS

Dissertação submetida ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Alagoas e aprovada em 05 de julho de 2010.

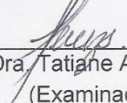
Banca Examinadora:



Prof. Dr. Anderson de Barros Dantas (CMEA-UFAL)
(Orientador)



Prof. Dr. Agnaldo Gomes da Silva (FEAC-UFAL)
(Examinador Interno)



Profa. Dra. Tatiane Almeida de Menezes (UFPE)
(Examinadora Externa)

Dedico este trabalho a minha família: meus pais Manoel e Alaíde, meu irmão Emerson e minha noiva Aderlânia.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente e acima de tudo a Deus por me fortalecer não só na caminhada deste trabalho como da vida.

Também sou muito grato aos meus pais Manoel Aristides dos Santos e Alaíde Moreira dos Santos e ao meu irmão Emerson Aristides dos Santos pelo apoio familiar imprescindível. Minha gratidão extrema também vai para minha noiva Aderlânia L. M. Santos que apesar da distância está sempre ao meu lado me apoiando e encorajando.

Este curso e todas suas dificuldades com certeza foram minimizados pelas agradáveis companhias de todos os meus colegas de turma sem exceção, em especial a Edler Angelino de Sousa, e também aos demais colegas de outras turmas do mestrado ou da graduação. Além dos meus amigos fora do curso em especial Bruno Barros.

Também agradeço a todos os ensinamentos de todos os meus professores das disciplinas em que cursei e a todos os demais que diretamente ou indiretamente ajudaram na elaboração tanto deste trabalho como da minha formação, em especial meu orientador Anderson de Barros Dantas, e a meu co-orientador César Augusto Oviedo Tejada, e as importantes sugestões de Paulo de Andrade Jacinto. E claro que agradeço também ao apoio financeiro concedido pela Universidade através do fomento da CAPES.

RESUMO

Aumentos na renda e na expectativa de vida, e de forma similar reduções na pobreza e na taxa de mortalidade, indicam melhorias do bem estar social. Assim, entender a relação existente entre renda e saúde tem fundamental importância. Na literatura teórica, por exemplo, em Sala-i-Martin (2005), Weil (2005) e Chen (2008), a causalidade entre renda e saúde é apresentada como bidirecional. Este trabalho tem o objetivo principal de analisar a relação de causalidade entre renda e saúde, buscando controlar as potenciais diferenças dessa relação ao longo do território brasileiro. Para tanto, três testes de causalidade de Granger para dados em painel, propostos respectivamente por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Granger e Huang (1997), e Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005), são aplicados para uma base de dados com os estados brasileiros no período de 1981-2007. E as duas primeiras abordagens são aplicadas para uma base de dados com os municípios brasileiros no período de 1970-2000. Para os estados do Brasil, os resultados do teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) aponta causalidade bidirecional: para o Brasil, para o grupo de estados de renda mais alta (Centro-Sul) e para o grupo de estados de renda mais baixa (Norte-Nordeste). O teste de Granger e Huang (1997) mostra causalidade unidirecional da renda sobre a saúde para o Brasil, causalidade unidirecional da saúde sobre a renda nos estados do Centro-Sul e não causalidade para o grupo de estados Norte-Nordeste. Já no teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) as evidências são mais claras para causalidade no sentido da saúde sobre a renda para os três casos analisados. Em geral, tanto na amostra completa como na divisão por regiões e por faixas de renda, os resultados dos dois testes aplicados para base de dados com os municípios do Brasil mostram evidências de uma relação bi-causal entre renda e saúde. Portanto, os resultados apresentados neste trabalho não são todos consensuais.

Palavras-Chave: Renda, saúde, causalidade de Granger, dados em painel.

ABSTRACT

The income and life expectancy increase and also, poverty and mortality rate reduction, indicate an improvement of social welfare. Therefore, to understand the relation between income and health is considered to be of fundamental importance. In the theoretical literature, such as, Sala-i-Martin (2005), Weil (2005) and Chen (2008), the causality relationship between income and health is presented as bidirectional. This dissertation has as main objective to analyze causality relationship between income and health, seeking to control the potential differences of this relation over the Brazilian territory. In this case, three Granger causality tests to panel data, proposed respectively by Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1988), Granger and Huang (1997), and Hurlin and Venet (2004) and Hurlin (2004, 2005), are applied to a Brazilian States database in the period from 1981-2007. The first two approaches are applied to a database with the counties in Brazil in the period of 1970-2000. To the Brazilian states, the results of Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1988) method shows bidirectional causality for complete sample (Brazil), for the group of states with the highest incomes (South-Central) and for the group of states with lower income (North – Northeast). The results of Granger and Huang (1997) test shows unilateral causality from income to health for Brazil, unilateral causality from income to health for the south-central States and non-causality relationship between income and health for the North-Northeast state's group. Yet, the proposed test by Hurlin and Venet (2004), and Hurlin (2004, 2005) the evidences are clearer for the causality, in a way from health to income for the three cases examined. In general, either the full sample or the division by regions and income groups, the results of the two tests applied to the database with the counties in Brazil, show evidence of a bi-causal relationship between income and health. However, the results presented here are not all consensual.

Key-Words: Income, health, Granger causality, panel data.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Convergência sob o efeito da expectativa de vida.....	33
Gráfico 2: Não Convergência sob o efeito da expectativa de vida	34
Gráfico 3: Renda domiciliar per capita, regiões do Brasil, ano 2007.	41
Gráfico 4: Maiores e menores níveis de renda domiciliar <i>per capita</i> , estados do Brasil, 2007.....	42
Gráfico 5: Proporção de Pobres (P0), regiões do Brasil, ano 2007.	43
Gráfico 6: Taxa de mortalidade na infância, regiões do Brasil, ano 2007.....	45
Gráfico 7: Maiores e menores níveis da taxa de mortalidade na infância, estados do Brasil, 2007. ...	46
Gráfico 8: Média da renda dos municípios por regiões do Brasil, ano 2000.	48
Gráfico 9: Média da pobreza dos municípios por regiões do Brasil, ano 2000.	48

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Variações % na renda em diferentes períodos entre 1981-2007, regiões do Brasil.	40
Tabela 2: Variações % na pobreza em diferentes períodos entre 1981-2007, regiões do Brasil.	43
Tabela 3: Variações % na taxa de mortalidade na infância em diferentes períodos entre 1981-2007, regiões do Brasil.	44
Tabela 4: Correlações entre renda, pobreza e saúde, regiões do Brasil, 1981-2007.	52
Tabela 5: Correlações entre renda, pobreza e saúde, estados do Brasil, dados agrupados de 1981-2007.	53
Tabela 6: Correlações contemporâneas entre indicadores de renda e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.	54
Tabela 7: Correlações entre níveis e defasagens da renda e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.	55
Tabela 8: Correlações entre níveis e defasagens da pobreza e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.	56
Tabela 9: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.	69
Tabela 10: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.	70
Tabela 11: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.	70
Tabela 12: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza (P0) e TMI, estados do Centro-Sul, 1981-2007.	71
Tabela 13: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste do Brasil, 1981-2007.	72
Tabela 14: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste do Brasil, 1981-2007.	72
Tabela 15: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.	73
Tabela 16: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.	74
Tabela 17: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.	75
Tabela 18: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.	75
Tabela 19: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.	76
Tabela 20: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.	77
Tabela 21: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.	79

Tabela 22: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.....	80
Tabela 23: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre renda e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.....	81
Tabela 24: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.....	82
Tabela 25: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.....	83
Tabela 26: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.....	84
Tabela 27: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda, pobreza e saúde (TMI e Exp.), municípios do Brasil, 1970-2000.....	86
Tabela 28: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.....	87
Tabela 29: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.....	88
Tabela 30: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.....	89
Tabela 31: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.....	90
Tabela 32: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda, pobreza e saúde (TMI e Exp.), municípios do Brasil, 1970-2000.....	91
Tabela 33: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.....	92
Tabela 34: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.....	93
Tabela 35: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.....	94
Tabela 36: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.....	95
Tabela A1: Variações % na renda em diferentes períodos entre 1981-2007, estados do Brasil.....	107
Tabela A2: Variações % na pobreza (P0) em diferentes períodos entre 1981-2007, estados do Brasil.....	108
Tabela A3: Variações % na taxa de mortalidade na infância em diferentes períodos entre 1981-2007, estados do Brasil.....	109
Tabela A4: Estatísticas descritivas de renda, pobreza e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.....	110
Tabela A5: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde, municípios da região Norte, dados agrupados de 1970-2000.....	111
Tabela A6: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde, municípios da região Nordeste, dados agrupados de 1970-2000.....	112

Tabela A7: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde municípios da região Sul, dados agrupados de 1970-2000.	113
Tabela A8: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde municípios da região Sudeste, dados agrupados de 1970-2000.	114
Tabela A9: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde municípios da região Centro-Oeste, dados agrupados de 1970-2000.....	115
Tabela A10: Correlações entre indicadores de renda e saúde, estados do Brasil, 1981-2007.....	116
Tabela A11: Teste de raiz unitária para variável renda, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2007.....	117
Tabela A12: Teste de raiz unitária para variável pobreza, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2007.	117
Tabela A13: Teste de raiz unitária para variável TMI, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2007.....	118
Tabela A14: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007: Variável dependente TMI.	119
Tabela A15: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007: Variável dependente renda.....	120
Tabela A16: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007: Variável dependente saúde (TMI).....	121
Tabela A17: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007: Variável dependente renda.....	122
Tabela A18: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007: Variável dependente saúde (TMI).	123
Tabela A19: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007: Variável dependente renda.	124
Tabela A20: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Nordeste, 1981-2007.	125
Tabela A21: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Nordeste, 1981-2007.....	125
Tabela A22: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte, 1981-2007.	126
Tabela A23: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte, 1981-2007.	126
Tabela A24: Resumo dos resultados dos três de causalidade aplicados para a base de dados com estados do Brasil.	127
Tabela A25: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do Brasil, 1970-2000.	128
Tabela A26: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Norte, 1970-2000.....	129
Tabela A27: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Nordeste, 1970-2000.	130

Tabela A28: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Sul, 1970-2000.....	131
Tabela A29: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Sudeste, 1970-2000.	132
Tabela A30: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Centro-Oeste, 1970-2000.....	133
Tabela A31: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 1° quintil da média da renda, 1970-2000.	134
Tabela A32: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 2° quintil da média da renda, 1970-2000.	135
Tabela A33: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 3° quintil da média da renda, 1970-2000.	136
Tabela A34: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 4° quintil da média da renda, 1970-2000.	137
Tabela A35: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 5° quintil da média da renda, 1970-2000.	138

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	14
CAPÍTULO 1: RELAÇÃO TEÓRICA DE CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE	16
1.1 RENDA CAUSA SAÚDE	16
1.2 SAÚDE CAUSA RENDA	20
1.3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	24
CAPÍTULO 2: MODELO TEÓRICO DA RELAÇÃO ENTRE RENDA E SAÚDE E A ARMADILHA DA POBREZA	28
2.1 A ARMADILHA DA POBREZA	28
2.2 MODELO TEÓRICO PROPOSTO POR CHACKRABORTY (2004).	30
CAPÍTULO 3: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DE RENDA E SAÚDE	36
3.1 BASE DE DADOS	36
3.1.1 BASE DE DADOS: ESTADOS DO BRASIL.....	37
3.1.2 BASE DE DADOS: MUNICÍPIOS DO BRASIL	38
3.2 EVOLUÇÃO TEMPORAL DE INDICADORES DE RENDA E SAÚDE NO BRASIL	39
3.2.1 EVOLUÇÃO TEMPORAL DE INDICADORES DE RENDA E SAÚDE: ESTADOS DO BRASIL	40
3.2.2 EVOLUÇÃO TEMPORAL DE INDICADORES DE RENDA E SAÚDE: MUNICÍPIOS DO BRASIL ...	46
3.3 CORRELAÇÕES ENTRE RENDA E SAÚDE	51
3.3.1 CORRELAÇÕES ENTRE RENDA E SAÚDE: ESTADOS DO BRASIL.....	51
3.3.2 CORRELAÇÕES ENTRE RENDA E SAÚDE: MUNICÍPIOS DO BRASIL	54
CAPÍTULO 4: METODOLOGIA	57
4.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL	57
4.2 TESTE DE CAUSALIDADE PROPOSTO POR HOLTZ-EAKIN, NEWEY E ROSEN (1988).	59
4.3 TESTE DE CAUSALIDADE PROPOSTO POR GRANGER E HUANG (1997).....	62
4.4 TESTE DE CAUSALIDADE PROPOSTO POR HURLIN E VENET (2004) E HURLIN (2004, 2005).....	64

CAPÍTULO 5: ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE ..	67
5.1 ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	67
5.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE: ESTADOS DO BRASIL	68
5.2.1 TESTE PROPOSTO POR HOLTZ-EAKIN, NEWEY E ROSEN (1988).....	68
5.2.2 TESTE PROPOSTO POR GRANGER E HUANG (1997).....	73
5.2.3 TESTE PROPOSTO POR HURLIN E VENET (2004), E HURLIN (2004, 2005).....	78
5.3 ANÁLISE DOS TESTES DE CAUSALIDADE: MUNICÍPIOS DO BRASIL	85
5.3.1 TESTE PROPOSTO POR HOLTZ-EAKIN, NEWEY E ROSEN (1988).....	85
5.3.2 TESTE PROPOSTO POR GRANGER E HUANG (1997).....	90
CONCLUSÃO.....	96
REFERÊNCIAS	100
APÊNDICES	107

INTRODUÇÃO

Aumentos na renda e na expectativa de vida, e de forma similar reduções na pobreza e na taxa de mortalidade, indicam melhorias do bem estar social. Um indicador de desenvolvimento bastante utilizado, e amplamente divulgado, é o Índice de desenvolvimento Humano (IDH). Duas dimensões desse índice são a saúde e a renda, e a terceira é a educação que também tem relação com ambas. Assim, entender a relação existente entre renda e saúde é de fundamental importância para caracterizar ao menos parte do bem estar da população.¹

Na literatura teórica, por exemplo, em Sala-i-Martin (2005), Weil (2005) e Chen (2008), a relação entre renda e saúde é apresentada como bidirecional, ou de outra forma, renda causa saúde e vice-versa.

As formas que renda causa saúde são basicamente através: do aumento na renda implicar em possibilidade de adquirir bens e serviços de saúde - medicamentos, consultas médicas, planos de saúde - e também do maior acesso que as pessoas de maior renda têm à educação, saneamento básico e outros bens e serviços que façam ligação indireta entre renda e saúde.

A outra direção de causalidade, saúde causa renda, pode ser analisada basicamente através de: melhoras na saúde estarem relacionadas a aumentos da oferta de trabalho e da produtividade e também de estarem ligadas a uma maior acumulação de capital físico e humano. Portanto, dada a bi-causalidade, pode haver um círculo virtuoso, situação de autorreforço de um alto nível de renda e de saúde, mas também, pode haver uma armadilha de baixo nível de renda (ou alto nível de pobreza) e saúde precária.

Contudo, uma análise empírica é de fundamental relevância. Causalidade da renda sobre a saúde pode indicar que lugares com baixo nível de renda e saúde precária, devem focar em políticas públicas para aumentar o nível da renda e assim afetar a saúde da população. Contudo, causalidade no sentido contrário indica que as políticas devem ser direcionadas para saúde com intuito de aumentar o nível de renda. Assim, entender causalidade entre renda e saúde pode ter implicações para políticas públicas.

¹ Aqui não temos a pretensão de dizer que o bem estar de uma população dependa apenas dessas três dimensões.

No Brasil nas últimas décadas têm ocorrido expressivos aumentos na renda e saúde. Segundo dados do Ipeadata relativos aos Censos Demográficos, a renda média domiciliar *per capita* do país aumentou 168% entre de 1970 e 2000. Considerando o mesmo período, a expectativa de vida cresceu em mais de 16 anos de vida e a taxa de mortalidade infantil foi reduzida em 75%. Contudo, há uma forte desigualdade nos indicadores dos estados brasileiros, onde em geral estados do Norte e Nordeste apresentam os piores indicadores tanto de saúde como de renda. Desigualdades em indicadores de renda e saúde são ainda mais expressivas ao analisar municípios do Brasil.

Com base nessas considerações, o objetivo principal deste trabalho é analisar a relação de causalidade entre renda e saúde, buscando controlar as potenciais diferenças dessa relação ao longo do território brasileiro. Para tanto, serão aplicados três testes de causalidade no sentido de Granger, propostos respectivamente por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Granger e Huang (1997); e Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005), para uma base de dados com os estados brasileiros no período de 1981-2007. E as duas primeiras abordagens serão aplicadas para uma base de dados com os municípios brasileiros no período de 1970-2000. Assim, este trabalho tenta dar alguma contribuição para o melhor entendimento da direção de causalidade entre renda e saúde no Brasil.

Esse trabalho está dividido em cinco capítulos. O primeiro capítulo apresenta a relação teórica de causalidade entre renda e saúde, além de algumas evidências empíricas. O segundo capítulo discute o conceito de armadilha da pobreza e apresenta um modelo teórico da relação entre renda e saúde, proposto por Chakraborty (2004), além de apresentar brevemente um modelo proposto por Chen (2008) que entre outras coisas estende este primeiro modelo. O terceiro capítulo analisa estatísticas descritivas de indicadores de renda e saúde. E o quarto capítulo apresenta a metodologia econométrica do teste de causalidade. O quinto capítulo mostra a análise dos resultados dos testes de causalidade proposto por: Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Granger e Huang (1997), e Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005). E por fim, são feitas algumas considerações finais.

CAPÍTULO 1: RELAÇÃO TEÓRICA DE CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE ²

Este capítulo está dividido em três seções e tem o objetivo de apresentar uma revisão teórica e empírica da relação entre renda e saúde. Assim, na primeira seção é discutido como a renda pode causar saúde. Na segunda seção mostra as formas da causalidade inversa, ou seja, como saúde causa renda. E a terceira seção apresenta alguns trabalhos empíricos da relação entre renda e saúde. Apesar deste trabalho não ter o objetivo específico de analisar a importância das políticas públicas de renda e saúde, esta seção apresenta alguns trabalhos e pesquisas que mostram a importância de tais políticas no Brasil.

1.1 RENDA CAUSA SAÚDE

Esta seção tenta fazer um resumo das principais formas que renda causa saúde.

Primeiro, as pessoas com maior renda têm maior possibilidade de adquirir bens e serviços de saúde tais como: consultas médicas, medicamentos e planos de saúde. Portanto, pessoas mais ricas podem dispor de exames preventivos, e/ou, quando diagnosticado uma doença, podem ter acesso ao tratamento necessário.

IBGE (2005), através dos suplementos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003, mostra a utilização de serviços de saúde pela população brasileira. Este trabalho mostra uma forte relação positiva entre renda e cobertura de planos de saúde. Por exemplo, considerando a classe de rendimento familiar menor que um salário mínimo a cobertura era de 2,9%, já para a classe de mais de cinco até dez salários mínimos era de 43,8% e para a classe mais rica era de 83,9%. O estudo conclui que a cobertura de planos de saúde está concentrada entre as pessoas que possuem maior renda, que vivem na área urbana e com melhores condições de saúde. Outros trabalhos também mostram que no Brasil indivíduos de baixa renda demandam menos serviços de saúde, principalmente a parte que se refere à saúde preventiva (CAMPINO et al., 1999; ALMEIDA et al., 2000; NORONHA; ANDRADE, 2002).

² Baseado em parte em Sala-i-Martin (2005).

Portanto, o sistema público de saúde no Brasil tem fundamental importância na tentativa de redução das desigualdades do acesso à saúde (CRESPO; REIS, 2008). O Sistema Único de Saúde (SUS) foi criado em 1988 com o propósito de cobertura universal, ou seja, garantir o direito à saúde para toda a população do Brasil. Sua ênfase está na descentralização, equidade, participação da comunidade, integralidade, financiamento entre os diferentes níveis de governo e complementaridade com a participação do setor privado (MACINKO et. al, 2006). Assim, é esperado que o SUS ao melhorar sua qualidade e eficácia seja benéfico a toda a população, principalmente aos mais pobres que são os que mais necessitam do serviço público de saúde.

Contudo, mesmo supondo eficácia e qualidade do SUS, ou seja, havendo um bom serviço público de saúde, a renda pode ter influência sobre a saúde através da maior probabilidade que os pobres têm de sofrer choques negativos na saúde (CRESPO; REIS, 2008). Uma das explicações para esse fato se encontra na possibilidade que um maior nível de renda traz de adquirir bens básicos como os alimentos, conseqüentemente, diminuindo ou erradicando a desnutrição e/ou a insegurança alimentar. Portanto, é mais provável que os pobres tenham uma insuficiente ingestão protéico-calórica e sejam desnutridos (ALVEZ; BELLUZZO, 2004; MONTEIRO et al., 2009; CRESPO; REIS, 2008), e como um resultado, que sejam mais vulneráveis a doenças. Nesse ponto as políticas públicas de transferência de renda podem ser importantes.

No Brasil um dos programas de transferência de renda que tem recebido destaque é o Programa Bolsa Família (PBF). O PBF é um programa condicional de transferência de renda criado pelo governo federal no final de 2003, esse programa unificou programas anteriores como o Vale Gás, Bolsa Alimentação e o Bolsa Escola. O Bolsa Família tem o objetivo de ser um alívio imediato a pobreza e de reduzir a pobreza intergeracional e a desigualdade de renda. Os benefícios variam de R\$ 22,00 a R\$ 200,00 beneficiando os pobres e extremos pobres³. A parte do programa que se refere às condicionalidades está ligada as áreas de saúde e educação, isto é, as famílias devem manter suas crianças na escola; e cumprir os cuidados básicos com saúde dentre eles o calendário de vacinação para crianças de 0 a 6 anos.

Alguns autores têm defendido a eficácia deste programa quanto à redução da pobreza e desigualdade de renda (SOARES et al., 2006; ROCHA, 2005; TAVARES et al., 2009).

³ Informações disponíveis em: < http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/o_programa_bolsa_familia/beneficios-e-contrapartidas >. Acesso em fevereiro de 2010.

Outros trabalhos demonstram um impacto positivo do antigo programa Bolsa Alimentação e atual PBF sobre o consumo de alimentos (DUARTE et al., 2007; Ministério da Saúde, 2004 e 2005).

Soares et al. (2007) discute que uma pesquisa do MDS na região semi-árido mostrou um impacto positivo do Bolsa Família sobre a redução da desnutrição crônica e aguda de crianças de até 11 meses, porém, os resultados não foram significativos para faixa etária de um a três anos de idade. Os autores fazem ressalvas devido a pesquisa ter um problema de viés de seletividade, de qualquer forma, eles apontam a necessidade de uma oferta adequada de serviços de saúde que façam cumprir as condicionalidades.

Já Camelo, Tavares e Saiani (2009) mostram que o PBF eleva a probabilidade de domicílios beneficiários estarem em situação de segurança alimentar, além de ter um impacto positivo sobre alguns indicadores nutricionais. Os autores defendem que esse impacto se dá devido à renda aumentar o consumo de alimentos e também à combinação das condicionalidades com ações específicas de saúde (como suplementos alimentares e educação à saúde). Contudo, o programa parece não ter efeito sobre a mortalidade infantil. Esse último fato segundo os autores se deve à continuidade da redução da mortalidade infantil necessitar de políticas mais específicas ao problema. Portanto, nessa conclusão dos autores, pode-se discutir novamente a necessidade da oferta adequada de serviços de saúde, ou seja, que as políticas de transferência de renda devam ser seguidas também por políticas de saúde.

Uma terceira forma que renda causa saúde é através de sua relação com boas condições de moradia, como acesso a água potável e esgotamento sanitário. Portanto, é provável que as pessoas mais pobres morem em lugares com condições precárias de saneamento básico, e que sejam mais vulneráveis a doenças, principalmente as crianças. As principais doenças ligadas à falta de saneamento são: cólera, infecções gastrintestinais, febre tifoide, poliomielite, amebíase, esquistossomose e shigelose (MENDONÇA; SEROA DA MOTTA, 2005 apud SEROA DA MOTTA; REZENDE, 1999).

Mendonça e Seroa da Motta (2005) mostram que no Brasil as pessoas com renda mais alta têm maior acesso a saneamento básico no que se refere ao esgotamento sanitário e água tratada. Por exemplo, no ano 2000, na faixa de renda de até dois salários mínimos, 67,4% dos domicílios tinham água tratada e 32,4% tinham coleta de esgoto, já para as pessoas que ganhavam de cinco até dez salários mínimos, 91,1% dos domicílios tinham água tratada e 67,1 % tinham coleta de esgoto. E ainda, os autores defendem que para reduzir a mortalidade na infância, o aumento da cobertura aos serviços de saneamento é mais justificável, em

termos de custo efetivo, do que os gastos efetivos nos serviços de saúde. Além de que, os gastos em saneamento representam medidas preventivas de saúde e possuem externalidades positivas para o meio ambiente. Portanto, novamente é percebida a importância de políticas públicas, nesse caso em relação a melhorias da cobertura de saneamento básico.

A quarta forma que a renda causa saúde, para ser mais exato nesse caso a falta de renda, se dá da seguinte forma: mesmo havendo bens e serviços públicos de saúde, os pobres algumas vezes não têm acesso a estes, já que moram distantes de hospitais, por exemplo, em áreas rurais, tornando-se muito caro buscar ajuda quando aparecem as enfermidades ou até mesmo para questões simples como um parto. Logo, os pobres têm maior possibilidade de não ter acesso a serviços preventivos de saúde e a tratamentos e, portanto, ter saúde precária. Neste ponto a estratégia Saúde da Família pode ter um papel importante, pelo menos no que se refere às questões mais básicas de saúde.

A estratégia Saúde da Família (SF), antes denominada Programa Saúde da Família (PSF), foi implantada pelo Ministério da Saúde em 1994 com objetivo de garantir o acesso aos cuidados primários de saúde, assegurando os princípios do SUS de universalidade, integralidade, equidade e participação social. A equipe da SF é composta, no mínimo, por um médico, um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e seis ou mais agentes comunitários de saúde, que ficam responsáveis pelo monitoramento de cerca de 3000 a 4500 famílias de uma determinada área. A atuação dessas equipes acontece em unidades básicas de saúde, nas residências e mobilizações da comunidade⁴. Portanto, a estratégia da Saúde da Família pode ter um papel importante para as pessoas que tem dificuldade do acesso a saúde, como as pessoas da área rural.

No Brasil, em 2006, a estratégia SF apresentava uma cobertura de 46,19% da população; em relação às regiões do Brasil, a cobertura era maior no Nordeste (67,20%). Outro fato a ser destacado é o maior aumento (entre 1998 e 2006) e nível de cobertura da SF nos municípios com renda mais baixa. Em 2006, municípios com renda baixa (renda familiar *per capita* abaixo de um salário mínimo) apresentava uma cobertura da SF de 72,93%, enquanto nos municípios de renda alta (renda familiar *per capita* igual ou maior que dois salários mínimos) a cobertura era de 28,87% (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2008). Assim, percebe-se a importância da SF para os municípios mais pobres.

⁴ Para mais detalhes ver <http://dtr2004.saude.gov.br/dab/atencaobasica.php>.

A estratégia da saúde da família tem tido impactos positivos sobre a saúde. Macinko e Guanais (2005), através de um painel de dados com os estados do Brasil entre 1990-2002, encontram que um aumento de 10% no PSF estava relacionado a uma queda de 4,5% na mortalidade infantil.

E por fim, em geral as pessoas com maior renda têm maior nível de educação e informação, com isso entendem a necessidade de hábitos saudáveis e questões de higiene. Tem sido amplamente documentado que um dos principais determinantes da mortalidade infantil é a alfabetização das mães. Mães educadas, por exemplo, entendem a necessidade de lavar as mãos, do uso de sabão, da importância de tomar água tratada, e questões gerais de higiene com seu filho. Simões (2002) constata que no Brasil e em suas cinco regiões uma maior escolaridade das mães está associada a grandes diferenças nas taxas de mortalidade na infância. Mendonça e Seroa da Motta (2005) encontram que a redução da taxa de analfabetismo seria a alternativa mais barata (em termos de custo médio para salvar uma vida) para reduzir a taxa de mortalidade na infância. Monteiro et al. (2009) mostra que a desnutrição em menores de cinco anos, no Brasil, foi reduzida em aproximadamente 50%, onde 25,7% dessa redução se deve ao aumento da escolaridade das mães.⁵

Portanto, existem diversas formas que a renda causa saúde. Mas a causalidade também vai à outra direção, mostrado na próxima seção.

1.2 SAÚDE CAUSA RENDA

A saúde causa renda. A importância desta outra direção, a renda sendo determinada pela saúde, pode ser entendida através da teoria do capital humano. O capital humano é o insumo associado com a capacidade da força de trabalho, ou seja, está relacionado à: força, habilidade e capacidade intelectual.

Apesar dos pioneiros do conceito de capital humano, Gary Becker e Schultz, já levarem em consideração a saúde como um componente central, inicialmente essa ideia estava mais relacionada à forma de educação e treinamento dos trabalhadores. Porém, nos últimos anos o capital humano na forma de saúde tem ganhado destaque. Por exemplo, Knowles e Owen (1995), Bloom et al. (2000), Doppellhoffer et al. (2004), entre outros, encontram que a

⁵ Além destes trabalhos, para uma análise da importância da escolaridade das mães para a saúde da criança ver, por exemplo, Alves e Belluzzo (2004); Kassouf (1994) e Thomas et al. (1991).

expectativa de vida é um dos determinantes robusto do crescimento econômico. Esses autores defendem que a saúde afeta positivamente e em grande magnitude a renda e suas taxas de crescimento. Assim, pode haver uma armadilha: economias pobres tendem a crescer menos porque elas possuem população com saúde precária, e elas tendem a ter população com saúde precária porque elas são pobres.⁶

A teoria econômica sugere que a saúde além dos efeitos diretos, possui efeitos indiretos sobre o crescimento econômico. O efeito direto se dá na saúde como uma forma de capital humano. Os efeitos indiretos são através da educação (outro componente do capital humano), do capital físico e do nível de eficiência. A seguir são descritos esses efeitos.

O Primeiro efeito, e mais direto, é através do efeito da saúde sobre a produtividade e oferta de trabalho. Observa-se que pessoas com saúde precária diminuem a oferta de trabalho, além de possuírem baixa produtividade, esse mecanismo tende a reduzir os salários dessas pessoas (ALVES; ANDRADE, 2003; SCHULTZ, 2002; THOMAS; STRAUSS, 1997; KASSOUF, 1999). Esses efeitos também são evidenciados em termos de renda agregada, ou seja, macroeconomicamente. (FOGEL, 1997; BLOOM et al., 2004; BLOOM; CANNING, 2005; WEIL, 2007).

Alves (2002), através de dados da PNAD de 1998, acham que no Brasil em geral um estado precário de saúde afeta os rendimentos individuais, sendo que o efeito varia segundo sexo. Para os homens o efeito ocorre principalmente através da oferta de trabalho (menor probabilidade de participar da oferta de trabalho) e para as mulheres ocorre através da produtividade (menor taxa de salário).

Já Fogel (1997) calculou que no Reino Unido, entre 1780 e 1980, as melhoras na saúde (nutrição), que implicaram em aumentos de produtividade e oferta de trabalho, foram responsáveis por aproximadamente um terço do crescimento do PIB ocorrido nesse período.

Segundo, a saúde tem efeitos sobre a educação que é outro componente do capital humano. Neste caso têm-se os seguintes mecanismos:

i) Crianças doentes têm um menor nível de aprendizagem, além de perderem aula frequentemente (MACHADO, 2008; GOMES-NETO et al.,1997; ALDERMAN et al.,1997; GLEWWE; JACOBY,1995). Com isso essas crianças obtêm menor nível de educação, aumentando a probabilidade de serem ou continuarem pobres no futuro.

⁶ A discussão da armadilha da pobreza será feita com mais detalhe no próximo capítulo.

Machado (2008) estima o efeito da saúde (nutrição) das crianças e adolescentes sobre a probabilidade de entrarem com atraso na 1^o série do ensino fundamental nas regiões Nordeste e Sudeste. Os resultados mostram que as condições desfavoráveis de saúde afetam a probabilidade de se ingressar na escola na idade correta, principalmente entre as crianças pobres. Por fim, a autora chama a atenção que políticas ligadas à educação devem ser complementares a políticas ligadas à saúde das crianças.

Portanto, algumas políticas educacionais que tenham o objetivo de reduzir a pobreza no longo prazo, podem não ter o efeito esperado se essas políticas não incorporarem problemas de saúde dos mais pobres (GALOR; MAYER, 2004; SALA-I-MARTIN, 2005).

ii) A saúde afeta a educação através do *tradeoff* beckeriano quantidade-qualidade das crianças. Pais que sabem que existe uma grande probabilidade de seus filhos morrerem precocemente tenderão a ter muitas crianças, contudo, uma maior quantidade leva a uma menor qualidade, já que a família terá menos recursos dedicados por filho, com isso as crianças terão menor investimento em educação, e assim uma baixa acumulação de capital humano (KALEMLI-OZCAN, 2003; SOARES, 2005);

iii) A saúde também afeta a educação através da maior expectativa de vida estimular investimento em educação. Esse fato é explicado devido ao retorno do capital humano na forma de educação poder ser visto como o custo de investimento descontado dos salários futuros. Portanto, se as pessoas esperam viver mais, terão expectativas de maiores retornos em termos de salários. A robustez dessa relação teórica tem sido mostrada em diferentes modelos com diferentes especificações e hipóteses. (RUGER et al.,2006; KALEMLI-OZCAN et al.2000; CROIX; LICANDRO,1999).

Empiricamente Soares (2003) para um painel cross-country estima que um aumento de 10 anos na longevidade dos adultos está associado a um aumento de 0,7 ano na escolaridade média e de 1,7 pontos na fecundidade. Já Soares (2006) utilizando dados em nível individual, do Brasil, do ano de 1996, mostra evidências de uma maior longevidade estar associada a um maior nível de escolaridade e menor fecundidade. Segundo o autor, a explicação para essa relação é o que aumentos na longevidade aumenta os retornos em educação, que tende a aumentar os investimentos em educação e reduzir a fertilidade via *trade-off* quantidade-qualidade. Esse último fato explicado no ponto anterior;

iv) E por fim, a saúde tem influência sobre educação através da morte precoce dos pais. O processo de educação tem custos, requerendo: materiais escolares, tempo do

estudante, mensalidades no caso de escolas particulares, entre outros elementos. O grupo familiar é de extrema importância para o estudante adquirir esses elementos. Portanto, se os pais morrem precocemente, aumenta a possibilidade de o jovem ter que ingressar no mercado de trabalho, reduzindo o tempo investido em educação, através do abandono ou redução do estudo.

A saúde também afeta a acumulação de capital físico. Neste caso têm-se basicamente os seguintes mecanismos:

i) Cidadãos que esperam viver muito depois da aposentadoria tendem a ter fortes incentivos para poupar e investir. Portanto, quanto melhor a saúde, e maior a expectativa de vida, maior tende a ser a acumulação de capital físico da economia. Esse ponto é apresentado em diferentes modelos teóricos (ZHANG et al.,2003; CHAKRABORTY,2004; CHEN, 2008).

Empiricamente, Lorentzen, McMillan e Wacziarg (2006) através de *cross-country* acham que a mortalidade afeta o crescimento econômico em grande magnitude e um dos principais canais para esse efeito é o capital físico.

ii) A saúde também afeta acumulação de capital físico através da complementaridade entre os insumos. Quando há tal complementaridade, quanto melhor a saúde, maior a acumulação de capital humano – seja diretamente através do capital humano na forma de saúde, ou indiretamente através da relação entre saúde e educação – e assim, existe um maior incentivo para as firmas investirem em capital físico;

iii) O efeito da saúde sobre o capital físico se dá também através do investimento público. Se uma grande parte da população tem saúde precária, e não tem recursos monetários necessários para tratamentos, resta ao governo aumentar os gastos para suprir a maior demanda por bens e serviços de saúde, levando a uma redução da poupança do governo e de investimento em infraestrutura, que acaba afetando os incentivos do setor privado de investir em capital físico;

iv) E através da chamada “armadilha saúde-poupança dos pobres”. Muitas pessoas pobres, que vivem em países onde o sistema de saúde público é fraco, e por terem baixa renda havendo dificuldade de obterem planos de saúde, são frequentemente forçados a gastar sua poupança em uma tentativa de curar um membro da família que fica doente. Algumas vezes, isto força a saída das crianças da escola e as leva a força de trabalho precocemente, e, portanto, o problema de saúde termina afetando a riqueza da família e a capacidade de obter renda no futuro.

A saúde também tem efeito direto sobre a eficiência. A eficiência agregada da economia depende das atividades empresariais. Algumas vezes essas escolhas empresariais são afetadas pelas condições de saúde da região e da população.

Em resumo, percebe-se, com a leitura das duas últimas seções, que pelo menos em teoria a saúde e a renda têm uma relação bidirecional. Diante da implicação da causalidade da saúde sobre a renda, como foi explicado anteriormente, políticas públicas com o objetivo de aumentar a renda, e reduzir a pobreza, através de melhorias na educação, acumulação de capital físico entre outras, podem não ter o efeito desejado se a saúde da população não for levada em consideração.

1.3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Como dito anteriormente, autores como Weil (2005), Sala-i-Martin (2005), e Chen (2008) defendem que a relação teórica entre renda e saúde é positiva e bidirecional.

Em estudos empíricos, primeiramente com relação a trabalhos que analisam o impacto da renda sobre a saúde, Posnett e Hitiris (1992), Pritchett e Summers (1996) e Hansen e King (1996), em um nível macro com amostras entre países, mostram que a renda é importante na explicação das diferenças na saúde.

Para o Brasil, Soares (2007) analisa os determinantes da expectativa de vida em um painel de dados com municípios, entre 1970-2000. Os resultados do trabalho mostram que dos 71% na variação na esperança de vida presenciadas no período, 33% são explicadas por mudanças na renda *per capita*. Alves e Beluzzo (2004) também analisando os municípios nesse mesmo período encontram que um dos importantes determinantes da mortalidade infantil é a renda.

E Reis e Crespo (2009) através de microdados mostram que no Brasil, crianças que vivem em domicílios pobres em média apresentam piores condições de saúde. Os autores concluem que crianças de domicílios pobres além de terem saúde precária são menos capazes de gerar renda no futuro, portanto, a relação entre renda e saúde infantil pode ser um transmissor de desigualdade socioeconômica entre gerações.

Contudo, desde Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1992), alguns trabalhos analisam o efeito contrário, ou seja, o impacto da saúde sobre a renda, muitas vezes ligados a

modelos de crescimento econômico. Vários trabalhos; Knowles e Owen (1995), Bhargava et al. (2001), Bloom, Canning e Sevilla (2004), Doppellhoffer, Miller, Sala-i-Martin (2004), Lorentzen, McMillan e Wacziarg (2006), entre outros; mostram um efeito positivo, forte e robusto da saúde sobre o crescimento da renda *per capita*.

Lorentzen, McMillan e Wacziarg (2006) através de uma *cross-section* entre países mostram que investimento em capital físico e fertilidade são os canais mais fortes que a mortalidade afeta crescimento da renda. Portanto, baixo crescimento da renda significa menos recursos para saúde, e que a alta mortalidade impede crescimento, num círculo vicioso de pobreza e alta mortalidade.

Em relação à literatura nacional com dados agregados, Figueiredo, Noronha e Andrade (2003) analisam o impacto do estado de saúde (mensurada pela taxa de mortalidade infantil) sobre o crescimento econômico, em um painel de dados com os estados brasileiros, no período de 1991-2000. Os resultados sugerem que menor mortalidade tem impacto positivo sobre o crescimento da renda, e um canal importante dessa relação é o capital humano na forma de educação.

Ainda com relação a literatura nacional, sendo que utilizando microdados da PNAD, Noronha e Andrade (2004) chegam a conclusões de que se as pessoas doentes tivessem a mesma estrutura de retornos dos rendimentos que os saudáveis haveria reduções de 4,82% na proporção de pobres, 7,43% no hiato da renda e 9,78% no hiato quadrático.

Contudo, altas correlações entre renda e saúde nada dizem sobre a causalidade, assim é de fundamental importância uma análise de precedência ou causalidade de Granger. Nesse sentido, Brinkley (2001) analisa causalidade entre renda e saúde, utilizando PNB a preços constantes, índices de mortalidade e expectativa de vida para os Estados Unidos, com dados a partir da metade do século XIX. Os resultados encontrados indicam que a causalidade no sentido de Granger é mais bem explicada na direção de saúde sobre a renda, ou em outras palavras, reduções da mortalidade, que aumentam a expectativa de vida, têm um papel importante no crescimento do PIB.

Michaud e Van Soest (2004) comparam dois métodos de testar causalidade entre saúde e status socioeconômicos usando dados em painel em uma coorte de idosos dos EUA. Um dos métodos segue a metodologia de Adams et al. (2003) baseado na causalidade de Granger. O segundo é uma extensão com dados em painel dinâmico. Enquanto Adams et al (2003) sugere efeitos causais em ambas as direções, de saúde para riqueza e de riqueza para saúde, esse

trabalho mostra testes que provêm evidência clara de efeitos causais da saúde para riqueza, mas quase não havendo qualquer evidência de efeitos causais de riqueza para a saúde.

Considerando dados agregados Devlin e Hansen (2001) testam causalidade de Granger para 20 países da OCDE para examinar a exogeneidade do PIB que é assumido em pesquisa dos determinantes de gastos em cuidados médicos. Os autores concluem que despesa em cuidados médicos causa PIB no sentido de Granger e vice-versa. Então, deve-se tomar cuidado ao definir as variáveis dependentes e independentes em equações de despesa de cuidados médicos e de crescimento econômico.

Também analisando dados de países da OCDE, Hartwig (2009) testam causalidade entre formação de capital saúde e crescimento econômico de longo prazo, para o período de 1970-2005, considerando as médias dos dados para um quinquênio. Os principais resultados mostram que há evidências de que a formação de capital saúde – seja através dos gastos em cuidados com saúde ou através de aumentos na expectativa de vida – Granger causa crescimento do PIB *per capita* com sinal contrário do esperado, ou seja, negativo. Já a causalidade no sentido contrário se encontra significativa e com sinal positivo.

Já Erdil e Yetkiner (2009) chamam a atenção de os resultados Devlin e Hansen (2001) não poderem ser considerados completos devido à pequena base de dados e a técnica aplicada. Assim, através de um painel utilizando 75 países divididos em três grupos, renda baixa, renda média e renda alta, entre 1990 e 2000, esses autores aplicam causalidade de Granger também para determinar a relação de causalidade entre PIB e despesas *per capita* com saúde. O teste é aplicado através da metodologia proposta por Hurlin e Venet (2001) que leva em conta a heterogeneidade da causalidade. Os resultados mostram que o tipo dominante de causalidade é bidirecional, contudo essa não é homogênea. Causalidade do PIB para gastos *per capita* com saúde é encontrada em alguns países dos grupos de renda baixa e de renda média e causalidade inversa, dos gastos *per capita* com saúde para o PIB, em alguns países do grupo de renda alta.

Chen (2008) aplica os três testes de causalidade propostos por: Holtz Eakin, Newey e Rosen (1988); Hurlin e Venet (2003) e Hurlin (2004, 2005); e Weinhold (1999) e Nair Reichert e Weinhold (2001). Esses testes nada mais são do que extensões do clássico teste de causalidade de Granger para dados em painel, neste caso, para examinar a causalidade entre saúde (mensurada pela taxa de mortalidade infantil) e renda, usando dados de 105 países em desenvolvimento, entre 1960 e 2000, com frequência a cada cinco anos. Os resultados em geral mostram que a causalidade entre renda e saúde é bidirecional. Contudo, esses resultados

parecem estar mais relacionados a países de renda média do que países de renda baixa, estes últimos, nos testes que consideram heterogeneidade de causalidade, apresentaram uma relação de não causalidade entre renda e saúde.

Já Tejada, Jacinto e Santos (2008) analisam causalidade entre pobreza e saúde (mensurada pela taxa de mortalidade na infância) em um painel de dados para o Brasil, no período de 1981-2005. Esses autores aplicam os testes propostos por Holtz Eakin, Newey e Rose (1988) e Granger e Huang (1997). Os resultados em geral indicam que no Brasil há bi-causalidade entre saúde e pobreza. Contudo, uma limitação deste trabalho é não considerar a possibilidade de diferentes relações de causalidade no país. E por fim, a amostra nesse caso considera apenas os estados do Brasil. Nesse sentido, o presente trabalho pode vir a contribuir não só em controlar possíveis diferentes relações causais, mas também ao deixar os resultados muito mais robustos.

CAPÍTULO 2: MODELO TEÓRICO DA RELAÇÃO ENTRE RENDA E SAÚDE E A ARMADILHA DA POBREZA

Este capítulo está dividido em duas seções. Na primeira seção será discutido o conceito da armadilha da pobreza, a forma como surge da relação entre renda e saúde e descrever alguns trabalhos que consideram essa armadilha. Na segunda seção é apresentado um modelo proposto por Chackraborty (2004) que mostra a interação entre renda e saúde, discutindo a possibilidade de o modelo gerar múltiplos equilíbrios e uma armadilha de pobreza e mortalidade. Além disso, essa última seção discute brevemente o modelo proposto por Chen (2008) que dentre outras coisas modifica o modelo de Chackraborty (2004) ao considerar saúde uma escolha direta.

2.1 A ARMADILHA DA POBREZA

Observa-se com a leitura do capítulo anterior que a relação entre renda e saúde pode ser considerada bidirecional. A figura 1 mostra um resumo do mecanismo da relação de causalidade entre renda e saúde. Por exemplo, aumentos na renda trazem a possibilidade de adquirir bens e serviços ligados à saúde, o que garante melhoras na saúde. Essa melhora da saúde se reflete em acumulação de capital humano e físico, e aumentos na produtividade. Assim, esse processo traz crescimento na renda. Continuando o mesmo raciocínio teria novamente benefícios na saúde, formando assim um círculo virtuoso entre renda e saúde. Já no caso da pobreza e saúde pode-se criar um círculo vicioso, seguindo a mesma ideia, imaginando nesse caso a falta de renda necessária refletir em saúde precária e vice-versa, podendo constituir uma armadilha de pobreza e saúde precária.

Uma armadilha da pobreza pode ser descrita como um mecanismo de autorreforço para persistência da pobreza (AZARIADIS; STACHURSKI, 2004). Ou seja, é a interação entre a pobreza e algo que é sua consequência e causa. Assim, por teoria pode haver uma armadilha de saúde precária e pobreza se a magnitude de ambos os efeitos, saúde sobre a renda e o efeito contrário, forem suficientemente grandes (LORENTZEN; MCMILLAN; WACZIARG, 2006).

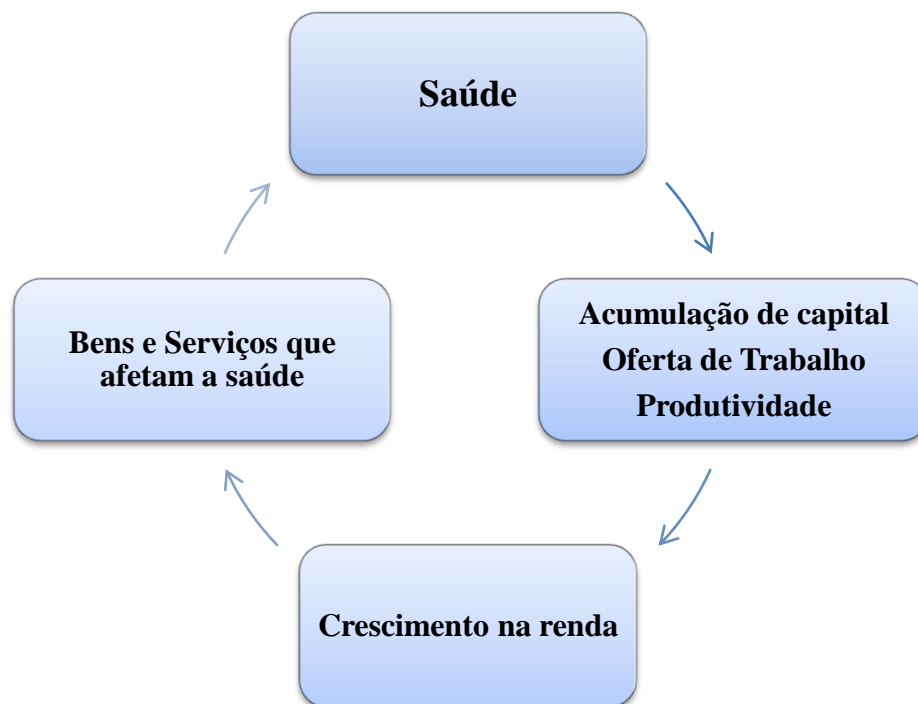


Figura 1- Círculo virtuoso entre renda e saúde.

Fonte: Elaboração própria.

Alguns modelos desenvolvidos por Meltzer (1992), Kalemli-Ozcan (2002), Chakraborty (2004, 2005) e Soares (2005) analisam a relação entre saúde e renda por diversos caminhos explorando alguns resultados comuns: para alguns valores de parâmetros dos modelos pode haver múltiplos equilíbrios de estado estacionário, havendo a possibilidade de um equilíbrio de baixo nível saúde e de renda. E ainda, mesmo quando há um único estado estacionário, países com maior mortalidade tendem a investir menos e crescer mais lentamente.

Azariadis e Stachurski (2004) argumentam que enquanto há evidências de que riqueza e pobreza tendem a persistir, são necessários modelos quantitativos para testar a armadilha da pobreza. Alguns modelos de armadilha da pobreza predizem uma distribuição de renda bimodal, mas é necessário mais esforço para demonstrar se a armadilha da pobreza é a causa dessa persistência mais do que as próprias condições iniciais. Esses autores destacam duas estratégias de testes empíricos. A primeira é seguida no trabalho de Bloom, Canning e Sevilla (2003), esses verificam se países convergem condicionalmente a um único regime ou a múltiplos equilíbrios, controlando variáveis exógenas. Os resultados mostram através de um teste de razão verossimilhança que a hipótese de um único regime pode ser rejeitada. Apesar

da hipótese da armadilha da pobreza ser aceita, o trabalho não mostra evidência sobre os canais ou mecanismos pelo qual essa armadilha trabalha. Uma segunda abordagem é a proposta por Graham e Temple (2004). Esses autores tentam responder se diferenças de renda entre nações ricas e pobres podem ser explicadas por múltiplos equilíbrios, explorando as implicações quantitativas de um modelo de equilíbrio geral com dois setores, calibrando o modelo para 127 países. Os autores mostram que para valores razoáveis dos parâmetros, aproximadamente 25% dos países se encontram na armadilha da pobreza, e ainda, que o modelo de armadilha da pobreza pode explicar entre 40% e 50% da variação na renda.

Enfim, alguns autores exploram teoricamente ou empiricamente a possibilidade de haver armadilha da pobreza. A próxima seção irá mostrar um modelo teórico da relação entre renda e saúde que traz a possibilidade de tal armadilha.

2.2 MODELO TEÓRICO PROPOSTO POR CHACKRABORTY (2004).

O modelo proposto por Chackraborty (2004) tem as seguintes características e pressupostos gerais:

- i) Tempo é discreto;
- ii) Agentes vivem por dois períodos em um modelo de gerações sobrepostas;
- iii) Agentes jovens nascidos no período t têm uma probabilidade Φ de sobreviver e chegar ao segundo período;
- iv) A probabilidade de agentes jovens sobreviverem (Φ) é uma função crescente e côncava dos gastos públicos com saúde.
- v) Os gastos públicos com saúde são financiados por uma taxa τ (entre zero e um) sobre a renda do trabalho (w).
- vi) Os agentes jovens nascem em cada período (t) com dotação de uma unidade que ofertam no mercado de trabalho inelasticamente.
- vii) No fim de cada período, cada indivíduo jovem deposita sua poupança em um fundo mútuo com um retorno de R_{t+1} , garantindo um retorno líquido $\bar{R}_{t+1} = R_{t+1}/\Phi_t$ para sobrevivência na velhice.
- viii) Os agentes jovens nascidos no período $t+1$ não são afetados pela saúde da geração anterior.

Assim, neste modelo, a saúde é endógena, dependendo dos gastos públicos em saúde. Esses gastos podem ser vistos tanto como os que afetam diretamente a saúde, como gastos em cuidados médicos com saúde, e também os indiretos, como os gastos em saneamento básico.

Formalmente, em termos matemáticos, a probabilidade de sobrevivência de um jovem nascido no período t é:

$$\Phi_t = \Phi(h_t) \text{ onde:} \quad (3.1)$$

$$\Phi(0) = 0; \quad \lim_{h \rightarrow \infty} \Phi(h) = \beta \leq 1; \quad \lim_{h \rightarrow 0} \Phi'(h) = \gamma < \infty \text{ e } h_t = \tau w_t$$

O problema do agente nascido no período t se dá em maximizar sua utilidade esperada no tempo de vida, sujeito a restrições, matematicamente dado por:

$$U_t = \ln c_t^t + \Phi_t \ln c_{t+1}^t \quad (3.2)$$

$$\text{s.a } c_t^t \leq (1 - \tau_t)w_t - z_t, \quad c_{t+1}^t \leq \hat{R}_{t+1}z_t$$

O vetor de preços de insumos é considerado como dado. O z corresponde à poupança do agente jovem. As preferências são consideradas logarítmicas, e a poupança ótima é dada por:

$$z_t = (1 - \tau_t)\sigma_t w_t \quad (3.3)$$

onde a propensão a poupar (σ_t) é uma função crescente da probabilidade de sobrevivência.

Com relação à produção, o modelo proposto por Chackraborty (2004) segue o modelo neoclássico padrão com uma função Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala e que satisfaz as condições de Inada, assim a função de produção é:

$$F(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha}, \text{ onde} \quad (3.4)$$

$$A > 0 \text{ e } 0 < \alpha < 1$$

E, portanto, o produto por trabalhador é dado por:

$$f(k) = Ak^\alpha \quad (3.5)$$

Como nos modelos de crescimento padrão, a concorrência perfeita implica que trabalho e capital são pagos respectivamente pelos seus produtos marginais.

$$w_t = (1 - \alpha)Ak_t^\alpha \quad (3.6)$$

$$R_t = 1 + \alpha Ak_t^{\alpha-1} - \delta \quad (3.7)$$

O modelo proposto por Chakraborty (2004) ainda considera a taxa de financiamento da saúde como dada exogenamente e constante⁷ para todos os períodos. Equilíbrios competitivos são caracterizados por sequências de (k_t, h_t) que satisfazem as equações a seguir:

$$k_{t+1} = (1 - \tau)\sigma(\Phi_t)w_t \quad (3.8)$$

$$\hat{R}_{t+1} = \frac{R_{t+1}}{\Phi_t} \quad (3.9)$$

e também as equações anteriores (3.1); (3.6) e (3.7), e dado uma razão capital trabalho inicial k_0 . Assim, o equilíbrio geral é caracterizado por uma equação simples de primeira ordem obtida substituindo os preços de equilíbrio e o investimento em saúde na equação (3.8).

$$k_{t+1} = (1 - \tau)(1 - \alpha)\sigma(k_t)Ak_t^\alpha \quad (3.10)$$

Primeiramente, analisemos a relação entre expectativa de vida e produto por trabalhador supondo diferenças iniciais no capital (k_0) de duas economias. Uma economia que inicialmente tem baixo capital, com baixos níveis de renda, não podem investir em saúde de uma forma adequada. Esse fato acaba afetando a saúde da população, diminuindo a probabilidade de sobrevivência, aumento a mortalidade, o que leva os indivíduos descontarem o futuro e pouparem menos. Portanto, o estoque de capital futuro é baixo, impactando na saúde futura da população e novamente afetando à economia. Portanto, alta mortalidade e baixa renda tendem a se reforçarem.

Diferenças na mortalidade e na renda, entre duas economias irão persistir dependendo do equilíbrio de estado estacionário da equação (3.10). Quando um único estado estacionário positivo existe, ele é assintoticamente estável. Nesse caso, diferenças no capital inicial (k_0) não se mantêm no longo prazo, já que as duas economias crescem em direção ao estado estacionário k . Resultado similar é encontrado para diferenças no “capital saúde”. O *gráfico 1* mostra um caso em que duas economias iniciam com níveis de renda similares, contudo em uma das economias a probabilidade de sobrevivência da população é maior (β). As duas economias atingem níveis de renda similares no longo prazo, porém a convergência é mais rápida sob baixa mortalidade.

⁷ No apêndice de seu trabalho, Chakraborty (2004) mostra que em um ambiente de alta mortalidade e baixa renda, os indivíduos escolhem uma taxa de financiamento menor, o que é consistente com evidências de que países de baixa renda e alta mortalidade apresentam um subinvestimento em saúde.

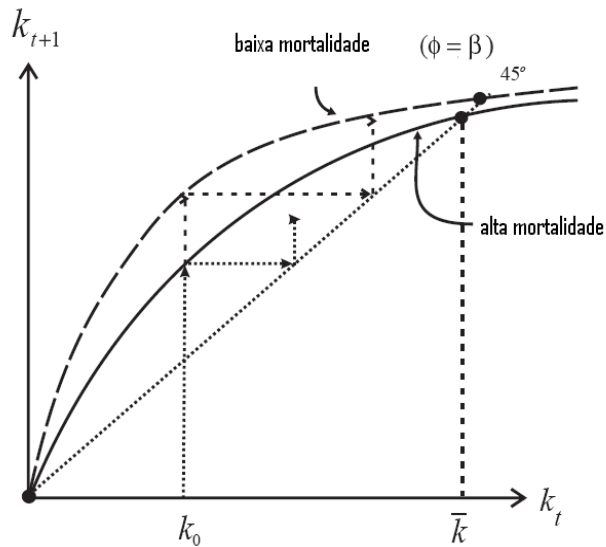


Gráfico 1: Convergência sob o efeito da expectativa de vida

Fonte: Chackraborty (2004)

Já o gráfico 2 mostra um caso com mais de um estado estacionário. Nesse caso se uma determinada economia não tem um estoque de capital suficientemente grande (no gráfico 2 acima de \bar{k}_1), ela não pode escapar de um círculo vicioso de saúde precária e pobreza. A armadilha deste caso ocorre quando a elasticidade do produto em relação ao capital é maior que 0,5. Já uma elasticidade menor que 0,5 significa que a acumulação de capital permite um aumento relativamente grande nos salários que podem ser investidos na saúde. E, portanto, mudanças pequenas no estoque de capital resultam em grandes ganhos de probabilidade de vida.

E ainda, neste modelo, diferente do modelo neoclássico padrão, ou mesmo num modelo com mortalidade constante- onde variações no parâmetro A não afetam a razão capital produto de estado estacionário- diferenças tecnológicas implicam em diferenças na razão capital produto de estado estacionário, porque para um dado estoque de capital, um menor A reduz a longevidade através da menor renda e investimento em saúde, mas também porque o estoque de capital passa a ser menor. Portanto, mortalidade endógena induz a um efeito multiplicador. E ainda, até mesmo com um $\alpha < 0,5$ pequenas diferenças na tecnologia implicam em relativas grandes diferenças na mortalidade e no produto por trabalhador no longo prazo.

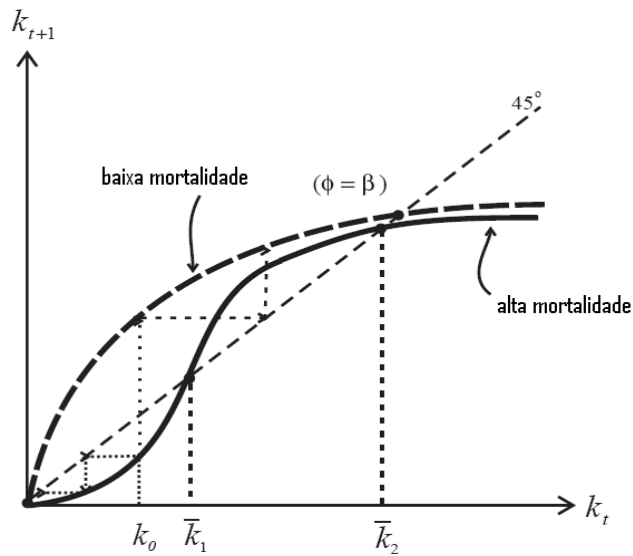


Gráfico 2: Não Convergência sob o efeito da expectativa de vida

Fonte: Chackraborty (2004)

Esses mecanismos descritos nos parágrafos anteriores são resumidos na Proposição 1 do modelo de Chackraborty (2004):

- i) Quando $\alpha < 0,5$ o sistema descrito pela equação 3.10 possui dois estados estacionários, apenas o positivo é assintoticamente estável. Quando $\alpha > 0,5$ existem três estados estacionários $(0, \bar{k}_1, \bar{k}_2)$, onde $\bar{k}_1 < \bar{k}_2$, os dois estados estacionários dos extremos são assintoticamente estáveis o intermediário não é;
- ii) Mortalidade endógena induz um efeito multiplicador por meio do qual, diferenças no parâmetro A pode ser ampliado, através da poupança, dentro de persistentes diferenças na razão capital produto de estado estacionário e relativas grandes diferenças na mortalidade e no produto por trabalhador

Em resumo, Chackraborty (2004) desenvolve um modelo de gerações sobrepostas em que expectativa de vida é descrita como função dos gastos públicos de saúde pública. Nesse modelo os gastos públicos com saúde, e assim a expectativa de vida, são financiados por taxas que são função crescente do salário. Mas também, a renda do salário depende da acumulação de capital da sociedade que é função crescente da longevidade. Portanto, o modelo interage expectativa de vida e poupanças e múltiplos equilíbrios para explicar armadilha saúde

precária e pobreza, e assim, se uma menor expectativa de vida implica baixa acumulação de capital e baixo crescimento econômico, a menor renda implica em menor expectativa de vida.

Nesse modelo de Chakraborty (2004) a saúde é escolhida indiretamente. Já Chen (2008) desenvolve um modelo teórico que captura a relação entre expectativa de vida e renda, considerando a saúde como uma escolha direta. Sua análise é através de um simples modelo de gerações sobrepostas, onde os agentes podem escolher sua longevidade. Os agentes fazem a decisão baseada na comparação em termos de utilidade, entre viver os dois períodos e acabar a vida no fim do primeiro período. A escolha endógena da longevidade pode resultar em múltiplos equilíbrios. Se o valor inicial do capital é pequeno, alguns agentes escolhem acabar a vida no fim do primeiro período. O número de equilíbrios estáveis depende criticamente da parte do capital sobre a renda α ; quando $\alpha > 0,5$, o modelo produz múltiplos equilíbrios e o estado estacionário da origem (0) é estável. A existência de múltiplos estados estacionários surge por causa da causalidade bidirecional entre renda e expectativa de vida, já que quando indivíduos ganham mais eles escolhem viver mais, e essa escolha leva também a escolherem poupar mais, mecanismo que volta a afetar a renda.

Ainda com relação ao trabalho de Chen (2008), para verificar a robustez de seu modelo básico, o autor introduz os gastos em saúde pública em um caminho similar ao de Chakraborty (2004). Contudo, probabilidade de sobrevivência é diferente de zero quando os gastos com saúde são zero, ou seja, $\Phi(0) = \Phi^0$. Como foi apresentado, o modelo de Chakraborty (2004) simplifica essa análise ao considerar que $\Phi(0) = 0$. Os resultados do modelo ampliado de Chen (2008) demonstram que múltiplos equilíbrios podem surgir mesmo com $\alpha < 0,5$.

Portanto, modelos teóricos como o de Chakraborty (2004) e Chen (2008) mostram a relação bi-causal entre renda e saúde e a possibilidade de haver armadilha da pobreza.

CAPÍTULO 3: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DE RENDA E SAÚDE

Este capítulo está dividido em três seções e tem o objetivo de mostrar algumas estatísticas descritivas de indicadores de renda e saúde para os estados e municípios brasileiros. A primeira seção deste capítulo contém a explicação dos indicadores que serão utilizados no presente trabalho, especificando a fonte de dados. A segunda seção analisa a evolução temporal dos indicadores de renda e saúde para os estados e municípios brasileiros. Por fim, a terceira seção analisa correlações entre tais indicadores.

3.1 BASE DE DADOS

Esta seção apresenta as variáveis que serão utilizadas e suas fontes de dados. Porém, antes dessa análise, é necessário apresentar os conceitos de renda e de saúde que serão seguidos na análise empírica deste trabalho.

A saúde tem caráter multidimensional, por isso pode apresentar vários conceitos. Contudo, os estudos na área de saúde têm um grande desafio que é a mensuração. Por exemplo, se a saúde for considerada como morbidade, através da relação de incidência e prevalência de doenças, as estatísticas são muitas vezes incompletas ou inexatas (LAURENTI et al., 2005). Na literatura nacional e internacional que estuda saúde em termos agregados, as medidas mais utilizadas estão relacionadas à mortalidade, seja através de diferentes taxas de mortalidade, ou da expectativa de vida.

Este trabalho irá mensurar saúde do ponto de vista da mortalidade. Contudo, a limitação desta abordagem, entre outros fatores, se refere a mortalidade ser um resumo rigoroso da falta de saúde, não levando em conta a incidência de doenças que não levam as pessoas ao óbito.

Já com relação à renda, esta será mesurada através da renda domiciliar *per capita*⁸. De forma adicional este trabalho estuda a relação entre pobreza e saúde. A pobreza tem caráter multidimensional caracterizada por diversas carências. Contudo, aqui a pobreza está relacionada à falta de renda, ou seja, irá ser utilizado conceito de pobreza monetária. O

⁸ Na parte de análise de dados deste trabalho, tanto de causalidade como de estatísticas descritivas, o termo renda estará sempre se referindo à renda domiciliar *per capita*.

indicador para mensurar pobreza será a proporção de pobres (P0) que se refere à proporção de pessoas vivendo abaixo da linha de pobreza.

3.1.1 BASE DE DADOS: ESTADOS DO BRASIL

Com relação à base de dados com os estados do Brasil, a saúde será representada pela taxa de mortalidade na infância. Esta taxa é dada pela razão entre óbitos na faixa etária de 0 a 4 anos e a população dessa mesma faixa etária⁹, numa determinada área, em um determinado período de tempo.

Apesar de a taxa de mortalidade na infância estar restrita a uma determinada faixa etária, ela pode ser vista como um indicador sintético de saúde¹⁰. Assim, essa taxa pode refletir tanto a saúde das crianças como a dos pais, já que está associada a políticas da área de saúde preventiva e acesso aos serviços de saúde, e às vezes questões básicas como nutrição (FIQUEIREDO et al., 2003).

Os dados da taxa de mortalidade na infância foram retirados do Datasus¹¹ para os 25 estados do Brasil mais o Distrito Federal, considerando período de 1981 a 2007. Tocantins foi excluído devido a sua recente criação. Um problema desses dados é que eles são retirados de forma direta do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e possuem problemas de sub-registro principalmente para estados da região Norte e Nordeste.

Algumas fontes como o IBGE utilizam métodos indiretos para corrigir os sub-registros. Contudo, esses métodos muitas vezes são projeções lineares que têm certa inércia. (VICTORA e TOMASI, 2004; SZWARCOWALD et al., 2002). Devido à importância da trajetória das variáveis, optou-se por utilizar a taxa de mortalidade na infância através do SIM, mas, fica a ressalva que pode haver erros de subestimação, e com isso, tem-se que tomar cuidado ao interpretar os dados.

⁹ Muitos trabalhos utilizam no denominador os “nascidos vivos”, contudo, dados que considera este denominador estão disponíveis apenas a partir de 1994. Assim, para calcular taxa de mortalidade na infância seguiremos a mesma forma de Mendonça e Seroa da Motta (2005).

¹⁰ Outro indicador bastante utilizado em estudos de saúde para dados agregados é a expectativa de vida ao nascer, contudo, a indisponibilidade de dados para o período de estudo impossibilitou de usá-lo.

¹¹ Base de dados do Datasus. Disponível em: <www.datasus.gov.br>. Acesso em outubro de 2009.

Já as variáveis relativas à renda e pobreza foram retiradas do Ipeadata.¹² A renda será representada pela renda domiciliar *per capita* definida como a razão entre a soma da renda mensal de todos os indivíduos da família residente no domicílio e o número dos mesmos. Este indicador se encontra em termos constantes em Reais (R\$) de janeiro de 2002. Já a pobreza (p_0) é a proporção de pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior a linha de pobreza. Todos os dados foram retirados para o período de 1981 a 2007, para os 25 estados do Brasil mais o Distrito Federal. Esses dados têm como origem a PNAD, sendo que esta pesquisa não foi realizada nos anos de Censo (1991 e 2000) e em 1994. Para preencher os dados destes anos foram feitas médias simples dos dados relativos ao ano anterior e posterior. Além disso, os dados foram retirados do Ipeadata antes da última atualização, e, portanto, não considera a reponderação das PNAD's 2001-2007 feita pelo IBGE através da consideração da nova projeção da população¹³ que incorpora a contagem populacional realizada em 2007.

3.1.2 BASE DE DADOS: MUNICÍPIOS DO BRASIL

Na base de dados com os municípios brasileiros a saúde irá ser representada por dois indicadores: taxa de mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer. A renda e a pobreza serão representados por: renda domiciliar *per capita* e proporção de pobres. Todos os dados foram retirados do Ipeadata para os anos de 1970, 1980, 1991 e 2000, todos relativos aos Censos Demográficos.

A expectativa de vida ao nascer é o número médio de anos de vida esperados para um recém-nascido, mantido o padrão de mortalidade existente na população residente, em determinado espaço geográfico, em um determinado período. A taxa de mortalidade infantil é o número de óbito em menores de um ano de idade por mil nascidos vivos, na população de uma determinada área, em um determinado período. Já os conceitos das variáveis de renda e de pobreza são os mesmos da base de dados dos estados do Brasil.

Um problema relacionado a essa base de dados é que um grande número de municípios foi criado a partir da Constituição de 1988. Em 1970 existiam 3952 municípios, em 2000 esse número passou para 5507.

¹² Base de dados do Ipeadata. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em outubro de 2009.

¹³ Ver IBGE (2009)

Seguiremos aqui Soares (2007) que considera apenas os municípios criados em 1970. Segundo esse autor, apesar do grande número de municípios criados, 1555, sua importância em termos de população é mínima. Por exemplo, considerar os municípios existentes em 1970, significa que, para o ano 2000, está sendo considerada aproximadamente 90% da população do Brasil.

Os dados de renda domiciliar *per capita* e proporção de pobres que serão utilizados no presente trabalho, ou seja, período de 1970-2000, que tem como base o Ipeadata, é dividido em duas partes: uma com o período de 1970-1991 e outra com o período de 1991-2000. Esses dois períodos não têm dados diretamente comparáveis, assim, seguiremos a estratégia de Soares (2007) que, para montar uma série simples e consistente com os municípios criados em 1970, calcula a variação percentual entre 1991 e 2000 para compor a série iniciada em 1970. A proporção de pobres da série 1970-1991 utiliza como linha de pobreza metade de um salário mínimo de 1991, já a série de 1991-2000 é metade de um salário mínimo de agosto do ano 2000, portanto, são duas linhas de pobreza diferentes. Ou seja, estará sendo assumido aqui neste trabalho, que a proporção de pobres das diferentes linhas de pobreza teve a mesma redução no período 1991-2000.

Para comparar com dados internacionais, Soares (2007) normaliza a renda do Brasil de 1991 aos valores do *PENN World Tables 6.1*, estes que estão em preços internacionais de 1996. Este trabalho também fará essa normalização¹⁴.

3.2 EVOLUÇÃO TEMPORAL DE INDICADORES DE RENDA E SAÚDE NO BRASIL

Esta seção mostra principalmente a evolução temporal de alguns indicadores de renda e saúde, para os estados brasileiros no período de 1981 a 2007, e para os municípios brasileiros no período 1970-2000.

¹⁴ Os dados podem diferir do trabalho de Soares (2007), já que devido ao uso de mais variáveis, este autor acaba excluindo mais municípios por não ter dados para todas as variáveis, ficando no final com 3636 municípios.

3.2.1 EVOLUÇÃO TEMPORAL DE INDICADORES DE RENDA E SAÚDE: ESTADOS DO BRASIL

Antes de se analisar a evolução temporal de indicadores de renda e saúde, será feita uma análise de forma mais agregada, através das regiões do Brasil e o país como um todo. Assim, a *tabela 1* mostra a evolução temporal na renda domiciliar *per capita* no Brasil e em suas cinco regiões. Primeiramente, considerando o período todo, entre 1981 a 2007, todas as regiões tiveram crescimento na renda. A região Centro-Oeste teve um aumento de 77,41% e a região Sul de 68,02%, sendo essas duas regiões as que apresentaram maiores crescimento na renda. A região Nordeste também apresentou um expressivo crescimento na renda (59,69%) nesse período. Contudo, o crescimento da renda na região Norte foi inexpressivo, sendo esse apenas 5,92%.

Um fato a se destacar na evolução da renda, no Brasil e em suas regiões, é seu expressivo aumento para o período 2004-2007. Por exemplo, na região Nordeste a renda em média teve um crescimento anual de 7,22%, muito maior do que os 2% do período 1990-2007. E para região Norte, quando considerado o período 1990-2007, a renda em média teve um decréscimo anual de 0,85%, enquanto para o período 2004-2007 apresentou em média um crescimento expressivo de 4,33%. Ou seja, nos últimos anos têm ocorrido importantes aumentos na renda domiciliar *per capita* do Brasil e de suas regiões.

Contudo, apesar dessas melhoras, o *gráfico 3* mostra as desigualdades nos níveis de renda entre as regiões, para o ano de 2007. Nota-se que o Centro-Sul do país apresentava em 2007 aproximadamente o dobro das rendas das regiões Norte e Nordeste do Brasil.

Tabela 1: Variações % na renda em diferentes períodos entre 1981-2007, regiões do Brasil.

	1981-2007	1982-2007	1990-2007	2000-2007	2004-2007
Norte	5,92	1,29	-0,85	1,10	4,33
Nordeste	59,69	2,48	2,00	2,89	7,22
Sul	68,02	2,66	1,91	2,97	5,35
Sudeste	28,80	1,80	0,69	1,57	4,48
Centro-Oeste	77,41	3,35	1,52	3,41	7,15
Brasil	40,22	2,07	1,03	2,01	5,06

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Ipeadata.

NOTA: Valores de 1981-2007 variação percentual total. Os demais períodos se referem à média aritmética das variações percentuais anuais na renda domiciliar *per capita* para o período em questão.

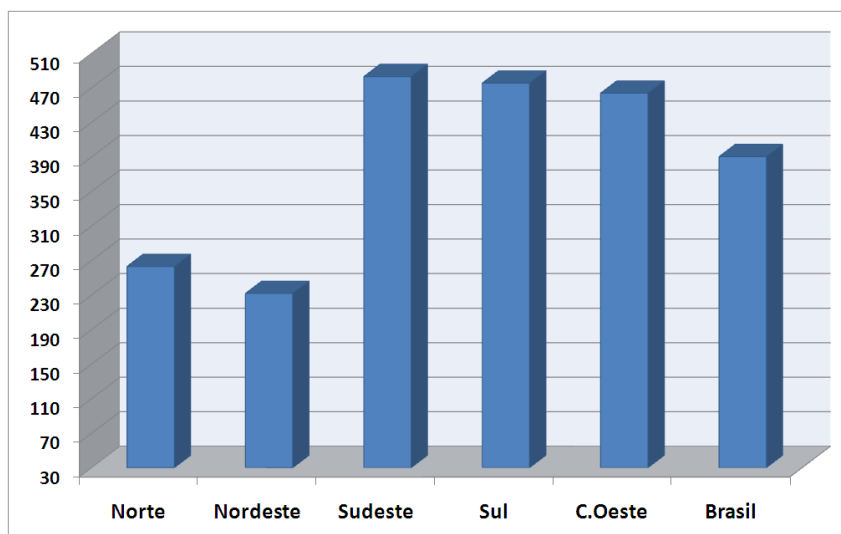


Gráfico 3: Renda domiciliar per capita, regiões do Brasil, ano 2007.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ipeadata

Já a *tabela A1* em anexo mostra a evolução temporal na renda domiciliar *per capita* nos estados do Brasil. Pode ser observado que a maior parte dos estados apresentou crescimento na renda no período de 1981-2007. Os maiores crescimentos ocorreram nos estados do Piauí e Paraíba, respectivamente 185,93% e 108,32%. E ainda Goiás, Maranhão, Paraná, Rio Grande do Norte, Santa Catarina e Sergipe tiveram crescimento acima de 79%. Contudo, com exceção do Amapá todos os estados da região Norte se encontram nas seis piores situações de crescimento da renda. Roraima e Amazonas tiveram respectivos decréscimos na renda de 29,72% e 16,58%. Essa situação se encontra de acordo com a análise feita anteriormente em termos de regiões, onde a região Norte obteve um inexpressivo aumento na renda entre 1981 e 2007.

Ainda na *tabela A1* pode ser observado que quando considerado o período de 2004-2007, todos os estados apresentaram crescimento positivo na renda, inclusive Amazonas e Roraima. Os maiores crescimento para esse período ocorreram nos estados de Alagoas e Piauí, respectivamente, média anual de 9,84% e 10,54%.

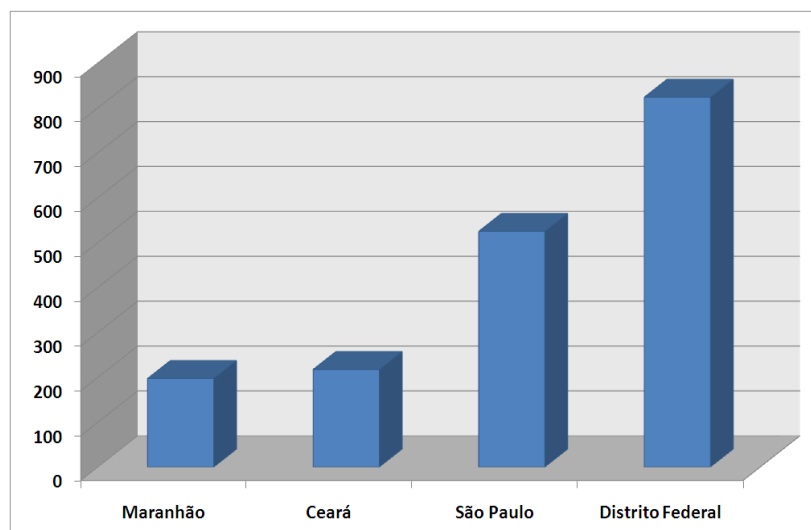


Gráfico 4: Maiores e menores níveis de renda domiciliar *per capita*, estados do Brasil, 2007.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ipeadata.

As desigualdades nos níveis de renda dos estados são retratadas no *gráfico 4* que mostra os dois maiores níveis de renda e os dois menores, no ano de 2007. Pode ser observado que a renda de São Paulo equivalia a quase quatro vezes a renda do Maranhão e a mais duas vezes a do Ceará.

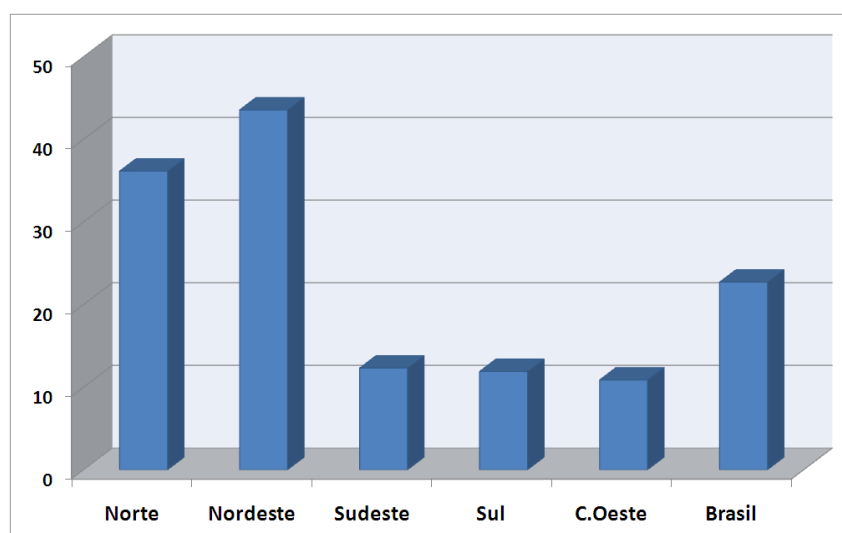
A *tabela 2* mostra a evolução temporal na pobreza no Brasil e em suas regiões. Pode ser notado que assim como houve aumento na renda em todas as regiões do Brasil, houve reduções na porcentagem de pessoas vivendo abaixo da linha de pobreza. E assim como os maiores crescimento na renda ocorreram nas regiões Centro-Oeste e Sul, as maiores reduções da pobreza também foram nessas regiões. E ainda, de acordo com o pequeno aumento da renda, a região Norte, entre 1981 e 2007, obteve uma redução na pobreza de apenas 1,61%. Contudo, observa-se que todas as regiões apresentaram uma forte redução na pobreza no período 2004-2007. Apesar dessas melhoras o *gráfico 5* mostra que as regiões Norte e Nordeste apresentam pobreza muito maior do que no Centro-Sul do país.

Tabela 2: Variações % na pobreza em diferentes períodos entre 1981-2007, regiões do Brasil.

	1981-2007	1982-2007	1990-2007	2000-2007	2004-2007
Norte	-1,61	1,74	0,16	-2,40	-5,67
Nordeste	-33,65	-1,11	-2,27	-3,60	-7,19
Sul	-61,70	-2,08	-5,01	-8,56	-12,80
Sudeste	-50,54	-0,42	-3,53	-5,79	-14,11
Centro-Oeste	-68,79	-1,29	-4,95	-9,18	-17,66
Brasil	-41,61	-1,03	-2,85	-4,61	-9,53

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Ipeadata.

NOTA: Valores de 1981-2007 variação percentual total. Os demais períodos se referem à média aritmética das variações percentuais anuais na pobreza (P0) para o período em questão.

**Gráfico 5:** Proporção de Pobres (P0), regiões do Brasil, ano 2007.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ipeadata.

A *tabela A2* em anexo mostra a evolução temporal na porcentagem de pessoas vivendo abaixo da linha de pobreza nos estados do Brasil. Nota-se que grande parte dos estados obteve reduções na pobreza. Contudo, de acordo com o fraco desempenho no crescimento da renda, a maior parte dos estados da região Norte obteve pequena redução ou aumento na pobreza. Porém, vale destacar as recentes melhoras na pobreza, pode ser observado que para o período de 2004-2007 todos os estados do Brasil apresentaram reduções na proporção de pobres, algumas acima de 10% ao ano. Essas recentes melhoras da pobreza

podem ser atribuídas ao crescimento da renda média, mas também a reduções na desigualdade de renda (BARROS et al., 2010). E vários autores têm destacado os programas federais de transferência de renda – Programa Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada – como fator importante para a queda na desigualdade de renda presenciada nos últimos anos (SOARES, et al., 2006; HOFFMANN, 2006; SOARES, et al., 2009).

A *tabela 3* se refere às taxas de mortalidade na infância para o Brasil e suas regiões. Pode ser observado que houve reduções significativas nas taxas de mortalidade de todas as regiões do Brasil. As regiões Sudeste e Nordeste foram as que apresentaram as maiores reduções entre 1981 e 2007, respectivas quedas de 78,74% e 73,89%. A menor queda na taxa de mortalidade na infância foi observada na região Norte, sendo essa de 55,02%. Ainda nessa tabela, pode ser destacado que apesar de todos os períodos terem quedas expressivas, o período 2004-2007 apresentou em média uma redução maior do que entre 1982-2007. Portanto, os últimos anos foram de importantes reduções da taxa de mortalidade na infância, podendo ter destaque entre outros fatores, políticas públicas como o PSF.

Tabela 3: Variações % na taxa de mortalidade na infância em diferentes períodos entre 1981-2007, regiões do Brasil.

	1981-2007	1982-2007	1990-2007	2000-2007	2004-2007
Norte	-55,02	-2,79	-2,41	-3,35	-2,99
Nordeste	-73,89	-4,75	-4,26	-4,83	-6,73
Sul	-72,96	-4,78	-4,48	-4,97	-4,06
Sudeste	-78,74	-5,65	-5,40	-6,47	-4,50
Centro-Oeste	-63,63	-3,70	-2,92	-4,54	-4,00
Brasil	-74,18	-4,96	-4,52	-5,24	-5,01

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do DATASUS.

NOTA: Valores de 1981-2007 variação percentual total. Os demais períodos se referem à média aritmética das variações percentuais anuais na taxa de mortalidade na infância para o período em questão.

O *gráfico 6* mostra que assim como na renda e na pobreza, os dois melhores padrões de saúde, mensurados por menores taxas de mortalidade, são os do Sul e Sudeste. Tanto essas duas regiões como o Centro-Oeste possuem taxas inferiores do que o nível nacional, já as regiões Norte e Nordeste apresentam taxas superiores às do Brasil. Portanto, essas duas últimas regiões se encontram com maiores taxas de pobreza, menor nível de renda e piores padrões médios de saúde do Brasil (maiores taxas de mortalidade).

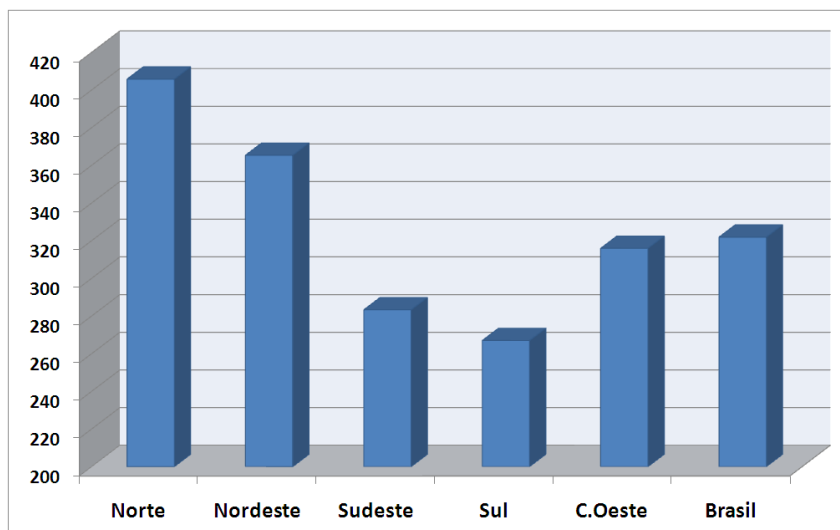


Gráfico 6: Taxa de mortalidade na infância, regiões do Brasil, ano 2007.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Datasus.

A *tabela A3* em anexo mostra a evolução temporal na taxa de mortalidade na infância nos estados do Brasil. Pode ser notado que, entre 1981 e 2007, as maiores reduções nesse indicador aconteceram nos estados da Paraíba, Pernambuco e São Paulo, respectivas quedas de 85,48%; 84,52% e 79,61%. Esta tabela também mostra que para maior parte dos estados, as reduções na taxa de mortalidade na infância entre 2000-2007 foram em média maiores do que no período 1982-2007. Já o Maranhão é o único estado que apresentou uma tendência crescente na taxa de mortalidade. Tejada et al. (2005) também encontram esse padrão na mortalidade para esse estado e apontam esse fato a possível melhora nos registros de óbitos, lembrando a limitação dos dados do SIM que possuem sub-registros.

Também pode ser destacado que todos os estados da região Norte apresentaram expressivas reduções na taxa de mortalidade, com destaque para Rondônia, redução de 79,38%, e Roraima, redução de 79,01%. Pode ser feita algumas suposições sobre esses padrões da região Norte. Enquanto a maior parte dos estados dessa região apresentou aumentos na pobreza e reduções na renda, a taxa de mortalidade foi reduzida. Portanto, pelo menos em termos agregados, pode ser observado que as melhoras da saúde não foram acompanhadas de melhoras na renda, e, portanto, a renda não deve ter sido um determinante da redução na taxa de mortalidade. Essa dissociação entre a renda dos estados como sendo um determinante da saúde pode ser explicada pela oferta de serviços públicos de saúde. Contudo, essa hipótese deve ser analisada com maior rigor e foge ao objetivo deste trabalho.

Por fim, observa-se no *gráfico 7* que as Alagoas e o Acre, em 2007, possuíam as piores situações de saúde média, ou maiores taxas de mortalidade na infância, enquanto o Rio

Grande do Sul e Santa Catarina apresentavam os melhores padrões de saúde. Portanto, essa seção mostrou que apesar de melhoras em indicadores de renda e saúde, em geral pobreza, baixa nível renda e altas taxas de mortalidade, em termos agregados por regiões ou estados estão concentrados nas regiões Norte e Nordeste.

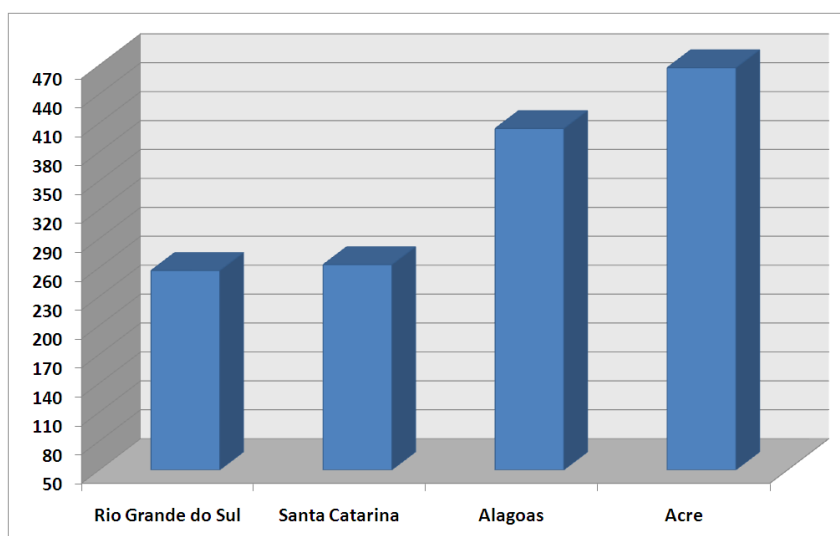


Gráfico 7: Maiores e menores níveis da taxa de mortalidade na infância, estados do Brasil, ano 2007.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Datasus.

3.1.2 EVOLUÇÃO TEMPORAL DE INDICADORES DE RENDA E SAÚDE: MUNICÍPIOS DO BRASIL

As tabelas A4 até A9 mostram estatísticas descritivas para os municípios do Brasil e de suas cinco regiões. As tabelas contêm média, desvio-padrão, máximo e mínimo, para cada ano do período 1970-2000, dos seguintes indicadores: renda domiciliar *per capita* (renda), pobreza (P0), expectativa de vida ao nascer (Exp) e taxa de mortalidade infantil (TMI). Deixa-se claro que a média é calculada através da média aritmética simples não levando em conta os pesos das populações.

A tabela A4 mostra as estatísticas descritivas para o Brasil. Primeiramente, percebe-se que a média da renda dos municípios brasileiros era \$1648,54 em 1970, e passou para \$4758,60 em 2000, ou seja, houve um crescimento de aproximadamente 189%. Da mesma forma, houve importantes melhoras na pobreza. A média da pobreza dos municípios brasileiros foi reduzida de 83,96% para 49,60%, o que correspondeu a uma queda de 40,92%.

Contudo, o período 1970-2000 pode ser destacado por fases distintas, tanto para a renda como para a pobreza. Entre 1970 e 1980, a média da renda dos municípios brasileiros passou de \$1648,54 para \$3901,66, o que corresponde a um crescimento de 9% ao ano. Para esse mesmo período a média da pobreza foi reduzida em 3,92% ao ano. Já entre 1980 e 1991 a média da renda passou de \$3901,66 para \$3467,22, portanto, uma queda de 1,07% ao ano. Nesse mesmo período a pobreza cresceu 0,97% ao ano. Já entre 1991-2000 volta a ter aumentos na média da renda dos municípios, de \$3467,22 para \$4758,60, ou seja, crescimento de 3,58% ao ano. Esse último período a pobreza tem uma redução de 2,56% ao ano. Portanto, o período de maior crescimento na média da renda dos municípios brasileiros e de redução na pobreza foi entre 1970 e 1980.

Já as *tabelas A5 a A9* mostram as estatísticas separadas por região. O padrão de crescimento da renda e redução da pobreza é similar do que quando considerado todos os municípios do Brasil. Por exemplo, na região Sul a média da renda dos municípios aumentou de \$1929,44 para 6638,97, um crescimento de 10,29% ao ano. Sem exceção, a média da renda por regiões aumentou entre 1970-2000, sendo de aumento expressivo entre 1970 e 1980, queda entre 1980 e 1990, e aumento entre 1991 e 2000. Essas tabelas ainda mostram grandes diferenças nas médias das rendas dos municípios entre as regiões. Os *gráficos 8 e 9* resumizam essa diferença para o ano 2000. Pode ser observado que nesse ano a média da renda dos municípios da região Norte e do Nordeste era bem menor do que a média dos municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, fato também apresentado para a pobreza. Por exemplo, em 2000, a média da pobreza nos municípios da região Norte e da região Nordeste ambas estavam em torno de 72%, já na região Sul essa média era de 31,26% e na região Sudeste 35,81%.

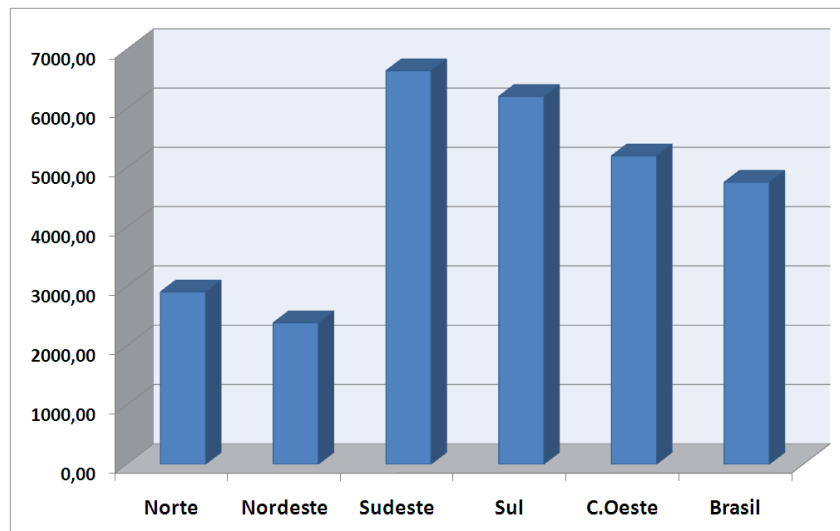


Gráfico 8: Média da renda dos municípios por regiões do Brasil, ano 2000.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ipeadata.

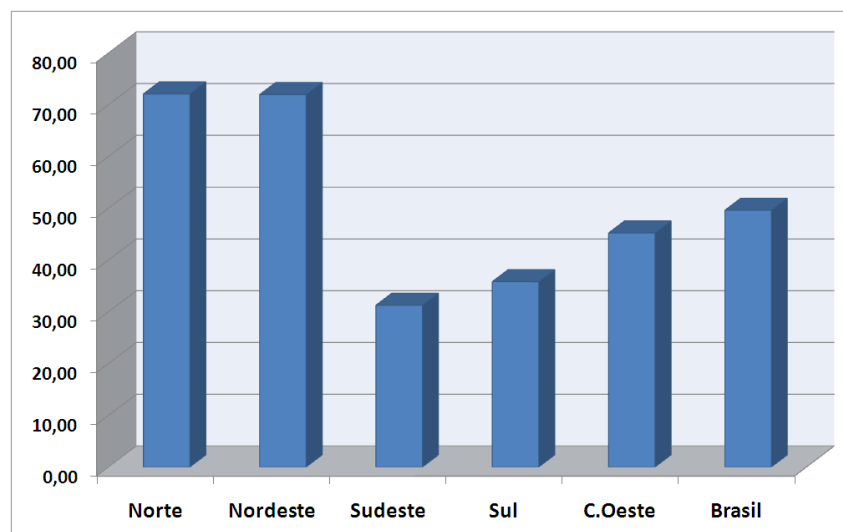


Gráfico 9: Média da pobreza dos municípios por regiões do Brasil, ano 2000.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ipeadata.

Assim a desigualdade nos níveis de renda e da pobreza entre os municípios é alta. A *tabela A4* mostra um desvio-padrão alto para a renda e pobreza dos municípios brasileiros. E ainda a distância entre o valor máximo e mínimo é bastante elevado. Em 2000, o município de Águas de São Pedro (SP) tinha a maior renda, sendo essa de \$27322,33, já o município de

Boa Vista do Tupim (BA) tinha a menor renda, \$760,85. Nesse mesmo ano, São Caetano do Sul (SP) tinha apenas 4,08% da população vivendo abaixo da linha pobreza, enquanto esse indicador para o município de Cantanhede (MA) era de 95,87%. Mesmo quando considerada as regiões mais ricas, as desigualdades são altas. A *tabela A8* mostra que na região Sudeste, por exemplo, que tinha os municípios de maior nível de renda e menor pobreza do país, o município de Manga (MG), o de menor renda e pobreza do Sudeste, tinha uma renda de apenas \$ 1560,29, e 83,44% de sua população vivendo abaixo da linha de pobreza. Em geral, observam-se nas *tabelas A4 a A9* desvios-padrões altos e uma distância alta entre o menor valor e o maior em todas as regiões.

Com relação à saúde, a *tabela A4* mostra estatísticas descritivas da expectativa de vida ao nascer e taxa de mortalidade infantil. A média da expectativa de vida dos municípios brasileiros aumentou de 51,26 para 68,04 anos de vida, portanto, um ganho de 16,78 anos de vida. E a média da taxa de mortalidade infantil passou de 123,56 ‰ para 33,37 ‰, o que corresponde a uma queda de aproximadamente 73%. Diferente da renda e da pobreza, os indicadores de saúde melhoraram de maneira mais uniforme entre o período de 1970-2000. Por exemplo, a média da taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros foi reduzida em 3,62% ao ano entre 1970 e 1980, em 4,96% ao ano entre 1980 e 1991 e em 4,15% ao ano, entre 1991 e 2000.

Esses padrões nas melhoras da saúde também são percebidos quando analisadas os municípios por região (*tabelas A5 a A9*). Por exemplo, a *tabela A5* mostra que na região Norte a média da expectativa de vida aumentou de 50,62 para 66,61, um ganho de 16 anos de vida. Já a média da taxa de mortalidade infantil nos municípios dessa região passou de 117,70 ‰ para 39,57 ‰, ou seja, uma queda de 66,38%. As *tabelas A5 a A9* ainda mostram grandes diferenças nas médias das expectativas de vida e das taxas de mortalidade dos municípios entre as regiões. Os *gráficos 10 e 11* sumarizam essas diferenças para o ano 2000. Pode ser observado que a média da saúde, tanto através de maiores expectativa de vida ao nascer como de menores taxas de mortalidade infantil, são bem melhores nas regiões Sul e Sudeste do que nas regiões Norte e Nordeste. Pode ser observado que em 2000, a média da taxa de mortalidade infantil nos municípios nordestino era de 51,92 óbitos por mil nascidos vivos, enquanto a média para os municípios do Sul e Sudeste eram respectivamente 18,34 e 21,29 óbitos por mil nascidos vivos.

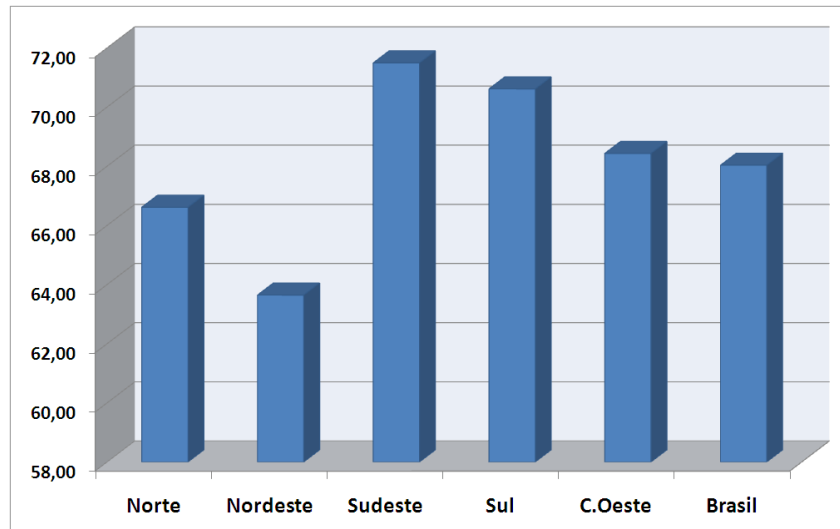


Gráfico 10: Média da expectativa de vida ao nascer dos municípios por regiões do Brasil, ano 2000.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ipeadata.

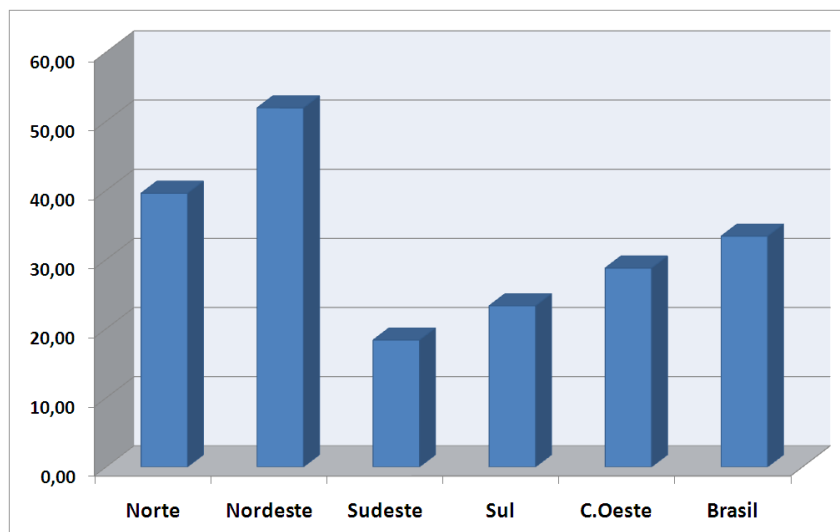


Gráfico 11: Média da taxa de mortalidade infantil dos municípios por regiões do Brasil, ano 2000.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ipeadata.

Portanto, há grande desigualdade nos níveis de expectativa de vida e de taxa de mortalidade infantil entre os municípios brasileiros. A *tabela A4* mostra que em 2000 a maior expectativa de vida, do município de São Caetano do Sul, era de 78,18 anos de vida. Já o município Araiõeses (MA) tinha o menor nível desse indicador, sendo 55,15 anos de vida.

Nesse mesmo ano o município de Águas Belas (PE) tinha uma taxa de mortalidade infantil de 98,12 ‰, enquanto esse indicador era de 5,38 ‰ em São Caetano do Sul. Mesmo quando considerada as regiões mais ricas, existem desigualdades. A *tabela A7* mostra que na região Sul a maior mortalidade infantil, no ano 2000, era de 42,32 ‰, no município de Ortigueira (PR). Enquanto, esse indicador para o município de menor mortalidade infantil (Tucunduva (RS)) era de 7,16 ‰.

3.3 CORRELAÇÕES ENTRE RENDA E SAÚDE

Esta seção mostra correlações entre indicadores de renda e saúde, para a base de dados dos estados do Brasil no período de 1981 a 2007, e para base de dados dos municípios brasileiros no período 1970-2000.

3.3.1 CORRELAÇÕES ENTRE RENDA E SAÚDE: ESTADOS DO BRASIL

Como foi explicado nos capítulos anteriores, espera-se uma relação positiva entre renda e saúde. Essa relação se dá através da causalidade da renda sobre a saúde – uma maior renda de estados ou municípios, e assim de sua população, traz a possibilidade das pessoas adquirirem bens e serviços ligados à saúde e também permite o estado investir em serviços públicos que afetem a saúde da população – e da causalidade da saúde sobre a renda – uma melhor saúde afeta a renda diretamente através de aumentos da produtividade e indiretamente através de maior acumulação de capital. Portanto, espera-se uma relação negativa entre taxa de mortalidade na infância e renda, e uma correlação positiva entre pobreza (P0) e taxa mortalidade na infância.

Inicialmente com relação à base de dados dos estados, assim como foi feito na evolução temporal dos indicadores de renda e saúde, este trabalho analisa as correlações em termos mais agregados através do Brasil e suas regiões. Assim, a *tabela 4* mostra os coeficientes de correlação entre pobreza (P0), renda e taxa de mortalidade na infância (TMI), para o Brasil e suas cinco regiões, no período de 1981 a 2007. Pode ser observado que a maior parte das regiões tem o sinal de correlação como o esperado. Por exemplo, a região Sul tem um coeficiente de correlação de -0,80 entre renda e taxa de mortalidade na infância, e de 0,78 entre pobreza e taxa de mortalidade na infância. Contudo, a região Norte apresenta uma

correlação negativa entre saúde e renda, ou seja, o contrário do esperado. E ainda, todas os coeficientes de correlação são significativamente diferentes de zero a 5%.

Tabela 4: Correlações entre renda, pobreza e saúde, regiões do Brasil, 1981-2007.

	Renda e TMI	P0 e TMI
Norte	0,41**	-0,46**
Nordeste	-0,67***	0,61***
Sul	-0,80***	0,78***
Sudeste	-0,47**	0,58***
Centro-Oeste	-0,60***	0,66***
Brasil	-0,58***	0,63***

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: *** indica significância a 1%; **indica significância a 5% e *indica significância a 10%.

A *tabela 5* mostra os coeficientes de correlação entre renda, pobreza e saúde, considerando níveis e defasagens das variáveis, para os estados do Brasil em dados agrupados, no período de 1981 a 2007. As correlações entre o nível da taxa de mortalidade na infância e nível e defasagens da renda são todas negativas, algumas -0,14 outras -0,15. E as correlações entre nível da pobreza e nível e defasagens da taxa de mortalidade na infância são todas positivas. Todas as correlações nesses casos são estatisticamente diferentes de zero.

Os sinais dos coeficientes de correlação entre o nível de renda e o nível e defasagens da taxa de mortalidade na infância também são como o esperado, mas, são decrescentes com o número de defasagens, assim como as correlações entre o nível da pobreza e nível e defasagens da taxa de mortalidade na infância. Contudo, todas as correlações nesse caso também são estatisticamente diferentes de zero. Portanto, em geral, considerando o nível e defasagens das variáveis, a *tabela 5* mostra que os sinais são como o esperado, mostrando uma relação positiva entre renda e saúde.

A significância estatística na análise com as variáveis defasadas pode estar mostrando haver uma relação entre renda (saúde) e saúde (renda) futura, ou seja, dada a hipótese de uma relação de até cinco defasagens, estará se supondo que um aumento da renda (melhoras na saúde) pode impactar de forma defasada na saúde (renda) em até cinco anos. Raciocínio análogo para relação entre pobreza e saúde.

Tabela 5- Correlações entre renda, pobreza e saúde, estados do Brasil, dados agrupados de 1981-2007.

	Renda	TMI	P0
TMI	-0,15***	1,00	0,18***
TMI.1	-0,15***	0,97	0,18***
TMI.2	-0,13***	0,95	0,19***
TMI.3	-0,12***	0,93	0,18***
TMI.4	-0,10**	0,92	0,18***
TMI.5	-0,09**	0,89	0,18***
Renda	1,00	-0,15***	-0,87
Renda.1	0,92	-0,14***	-0,82
Renda.2	0,86	-0,14***	-0,76
Renda.3	0,85	-0,14***	-0,75
Renda.4	0,85	-0,14***	-0,75
Renda.5	0,82	-0,15***	-0,74
P0	-0,87	0,18***	1,00
P0.1	-0,82	0,15***	0,94
P0.2	-0,78	0,14***	0,89
P0.3	-0,78	0,13***	0,88
P0.4	-0,79	0,13***	0,89
P0.5	-0,77	0,12***	0,88

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: TMI.1 se refere a defasagem de um período deste variável, pensamento análogo para as demais variáveis.

***indica significância a 1%; **indica significância a 5% e * indica significância a 10%.

Essa magnitude das correlações com dados agrupados são influenciados por diferentes relações entre os estados. Assim, a *tabela A10* em anexo permite ver os diferentes coeficientes de correlações no Brasil, ou seja, essa tabela mostra os coeficientes para cada estado do Brasil, considerando os níveis das variáveis. A maioria dos estados apresenta os coeficientes de correlação como o esperado e estatisticamente diferente de zero. Por exemplo, Santa Catarina tem um coeficiente entre renda e taxa de mortalidade na infância de -0,83 e entre mortalidade e pobreza de 0,81. Esses coeficientes para os estados do Rio Grande do Sul e Sergipe são respectivamente: -0,71 e 0,63; e -0,68 e 0,58. E ainda, todos os estados da região Norte apresentam coeficientes de correlação entre renda e taxa de mortalidade na infância positivos, e para o Acre Amapá e Pará são estatisticamente insignificante a 10%. Esse fato está de acordo com a análise da seção anterior onde foi mostrado que os estados da região

Norte tiveram tendência decrescente ou pequeno crescimento na renda, enquanto tiveram forte tendência decrescente na taxa de mortalidade na infância. Portanto, apesar desses casos da região Norte, quase todos os demais estados apresentam uma relação positiva e significativa entre renda e saúde.

3.3.2 CORRELAÇÕES ENTRE RENDA E SAÚDE: MUNICÍPIOS DO BRASIL

A *tabela 6* mostra coeficientes de correlação em dados agrupados dos municípios brasileiros, de 1970-2000, para os níveis das seguintes variáveis: expectativa de vida ao nascer (Exp), pobreza (P0), renda domiciliar *per capita* (renda) e taxa de mortalidade infantil (TMI). Esperam-se correlações positivas entre expectativa de vida e renda, e entre pobreza e taxa de mortalidade infantil. Ou seja, espera-se uma relação positiva entre renda e saúde, e entre pobreza e saúde precária. Da mesma forma que se esperam correlações negativas entre pobreza e expectativa de vida, e entre renda e taxa de mortalidade infantil. Pode ser observado que todos os coeficientes de correlação apresentam o sinal esperado. Os coeficientes de correlação entre renda (pobreza) e taxa de mortalidade infantil variam entre -0,38 (0,37), municípios da região Norte, e 0,64 (0,74), municípios da região Centro-Oeste. Todos os coeficientes de correlação dessa tabela são estatisticamente diferentes de zero a 1%.

Tabela 6: Correlações contemporâneas entre indicadores de renda e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.

	Renda e TMI	Renda e Exp	P0 e TMI	P0 e Exp.
Norte	-0,38***	0,34***	0,37***	-0,28***
Nordeste	-0,46***	0,51***	0,53***	-0,59***
Sul	-0,61***	0,63***	0,66***	-0,67***
Sudeste	-0,58***	0,57***	0,64***	-0,62***
Centro-Oeste	-0,64***	0,65***	0,74***	-0,72***
Brasil	-0,59***	0,63***	0,66***	-0,68***

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: TMI.1 se refere a defasagem de um período deste variável, pensamento análogo para as demais variáveis. *** indica significância a 1%; ** indica significância a 5% e *indica significância a 10%.

A *tabela 7* mostra coeficientes de correlação, com dados agrupados dos municípios brasileiros, 1970-2000, entre renda e a defasagem da saúde (Exp.1 e TMI.1), e entre saúde (Exp. e TMI) e defasagem da renda (Renda.1). Pode ser notado que os coeficientes correlação

entre o nível da taxa de mortalidade infantil e defasagem da renda são estatisticamente significantes a 1%, e como esperado, apresentam sinal negativo. Sendo que esses coeficientes variam entre -0,38, nos municípios da região Norte, e -0,64, nos municípios da região Centro-Oeste. Fato similar é obtido ao analisar expectativa de vida e renda. Já os coeficientes de correlação entre renda e defasagem das variáveis de saúde (taxa de mortalidade infantil e expectativa de vida ao nascer), apesar de se apresentarem significantes e terem os sinais esperados para as demais regiões, para região Norte se apresentam com os sinais o contrário do esperado e estatisticamente insignificantes mesmo a 10%.

Tabela 7: Correlações entre níveis e defasagens da renda e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.

	Renda e TMI.1	TMI e Renda.1	Renda e Exp.1	Exp e Renda.1
Norte	0,08	-0,38***	-0,02	0,41***
Nordeste	-0,22***	-0,46***	0,22***	0,44***
Sul	-0,37***	-0,57***	0,41***	0,60***
Sudeste	-0,31***	-0,62***	0,36***	0,59***
Centro-Oeste	-0,33***	-0,64***	0,39***	0,66***
Brasil	-0,53***	-0,58***	0,50***	0,65***

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: TMI.1 se refere a defasagem de um período deste variável, pensamento análogo para as demais variáveis. *** indica significância a 1%; ** indica significância a 5% e * indica significância a 10%.

A *tabela 8* mostra os coeficientes de correlação, com dados agrupados dos municípios brasileiros, 1970-2000, entre pobreza e a defasagem da saúde (Exp.1 e TMI.1), e entre saúde (Exp. e TMI) e defasagem da pobreza (P0.1). Pode ser notado que assim como para a renda, os coeficientes de correlação entre defasagem da pobreza e taxa de mortalidade infantil se apresentam como o esperado, além de serem significantes, para todas as regiões. Ou seja, há correlação positiva entre a defasagem da pobreza e a taxa de mortalidade infantil, e negativa entre defasagem da pobreza e expectativa de vida. Já os coeficientes de correlação entre nível da pobreza e a defasagem da saúde – seja da taxa de mortalidade infantil ou expectativa de vida ao nascer – são significativos e apresentam os sinais como o esperado, com exceção da região Norte que além dos coeficientes apresentarem os sinais o contrário do esperado são significativos. Assim, seja através dos níveis ou defasagens, com exceção dos municípios da região Norte, os sinais mostram uma relação positiva entre renda e saúde. Contudo, correlação não indica causalidade, portanto a análise do próximo capítulo é de fundamental importância.

Por fim, cabe destacar o que já foi discutido com a análise com a amostra com os estados do Brasil, ou seja, ressaltar que as análises de correlações considerando defasagens

das variáveis podem estar mostrando uma relação renda (saúde) e saúde (renda) futura, ou seja, no caso dos municípios, supor uma relação com uma defasagem, implica que uma melhor saúde (renda) pode ter um impacto na renda (saúde) com defasagem de dez anos.

Tabela 8: Correlações entre níveis e defasagens da pobreza e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.

	P0 e TMI.1	TMI e P0.1	P0 e Exp.1	Exp e P0.1
Norte	-0,32***	0,37***	0,26***	-0,41***
Nordeste	0,27***	0,48***	-0,25***	-0,44***
Sul	0,35***	0,62***	-0,40***	-0,67***
Sudeste	0,30***	0,66***	-0,36***	-0,63***
Centro-Oeste	0,36***	0,71***	-0,41***	-0,73***
Brasil	0,57***	0,64***	-0,51***	-0,69***

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: TMI.1 se refere a defasagem de um período deste variável, pensamento análogo para as demais variáveis. *** indica significância a 1%; ** indica significância a 5% e * indica significância a 10%.

CAPÍTULO 4: METODOLOGIA

Este capítulo está dividido em quatro seções. A primeira seção apresenta os testes de raiz unitária. E as outras três seções apresentam os três diferentes testes de causalidade que serão utilizados neste trabalho: o primeiro, proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), considera a homogeneidade nos parâmetros a serem estimados, baseando o teste na significância dos coeficientes através de um teste Wald; o segundo, proposta por Granger e Huang (1997), tem como base a comparação de modelos por meio dos erros de previsão, e por fim, o terceiro se refere ao teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) que incorpora a heterogeneidade na relação de causalidade.

Todos os testes que serão aplicados se referem à causalidade no sentido de Granger. O conceito deste está relacionado com a capacidade de uma variável ajudar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Não se trata de uma causalidade no sentido estrito em que uma variável determina o comportamento da outra, mas sim da existência de uma precedência temporal tendo como pré-requisito que essa precedência venha ser estatisticamente significativa. A sua aplicação aos modelos de séries de tempo é extensa, porém, aos modelos que utilizam dados em painel ainda é relativamente recente.

Entre as vantagens da utilização de dados em painel pode ser destacado o maior número de observações, que aumenta os graus de liberdade e reduz o grau de colinearidade entre variáveis explicativas e conseqüentemente melhora a eficiência do parâmetro estimado. Além de que uma análise desse tipo ajuda a analisar várias perguntas econômicas importantes que não podem ser respondidas utilizando somente *cross-sectional* ou dados em séries de tempo. E ainda a análise com dados em painel gera previsões mais precisas de resultados individuais que dados em séries de tempo, porque em um painel o comportamento de um indivíduo pode ser aprendido tanto pelo comportamento próprio como observando o comportamento dos demais (HSIAO, 2003).

4.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL

Semelhante ao que ocorre nos estudos de séries de tempo, a presença de raiz unitária em dados em painel pode levar uma relação econométrica estimada a ser espúria. Por isso antes de estimar as equações (4.1) e (4.2) da próxima subseção, tem que ser aplicados testes

de raiz unitária para dados em painel, buscando verificar se as séries utilizadas no presente estudo contêm raiz unitária. Vale mencionar que no caso dos resultados indicarem que as séries são não estacionárias, uma relação estimada a partir do uso da metodologia convencional para os dados de painel é considerada espúria sendo necessária a aplicação de testes de co-integração como forma de obter uma relação consistente.

O uso de teste de raiz unitária em painel é recente, porém os testes encontrados na literatura podem ser classificados em dois grupos. O primeiro incorpora aqueles testes que assumem a existência de um processo de raiz unitária comum tal que os parâmetros para persistência para cada unidade (ou grupo) possuem a mesma estrutura autoregressiva (AR (1)), além de permitir a existência do efeito individual. Integram esse grupo, os testes propostos por Levin, Lin e Chu (2002) e o de Breitung (2000) e podem ser considerados como sendo um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com dados agrupados. A hipótese nula é a de que cada série do painel seja integrada de ordem um, contra a hipótese em que todas as séries sejam estacionárias.

O segundo grupo incorpora os testes que permitem a existência de um processo individual de raiz unitária de forma que os parâmetros de persistência podem variar livremente para cada unidade (grupo). Por isso os testes são construídos a partir das estatísticas individuais. Por exemplo, a estatística de teste proposta por Im, Pesaran e Shin (2003) é o resultado de uma média das t -estatísticas de Dickey-Fuller sobre cada unidade do painel, onde a hipótese nula assume que todas as séries são não estacionárias ao passo que na hipótese alternativa pelo menos uma série é estacionária. Esse teste adquire a estrutura do ADF ao permitir que as defasagens para a variável dependente possam ser inseridas o que possibilita a autocorrelação do erro para cada série. Já os testes ADF-Fisher e o PP-Fisher (Baltagi, 2005) não levam em conta as t -estatísticas, mas deriva da combinação dos valores p de cada teste de raiz unitária individual.

Todos esses testes de raiz unitária descritos acima serão aplicados para o painel com os estados do Brasil, contudo, devido a curta dimensão temporal, não serão aplicados para o painel com os municípios do Brasil.

4.2 TESTE DE CAUSALIDADE PROPOSTO POR HOLTZ-EAKIN, NEWEY E ROSEN (1988).

Para o entendimento do teste de causalidade proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) considere o seguinte sistema conhecido na literatura como *panel vector autor-regression* (PVAR):

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \gamma_1^k Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_1^k X_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$X_{it} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_2^k X_{it-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_2^k Y_{it-k} + \eta_{2i} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

Nas equações (4.1) e (4.2) Y_{it} representa, por exemplo, uma medida de renda do estado (ou município) i no ano t , X_{it} é uma medida de saúde no estado (ou município) i no ano t , α_1 e α_2 são termos de intercepto comuns aos estados (municípios), η_{1i} e η_{2i} são efeitos fixos que captam a heterogeneidade individual dos estados (municípios) e são constantes ao longo do tempo, e k denota a defasagem que varia de 1 até K .

A escolha no número de defasagens merece atenção. Alguns trabalhos utilizam métodos tradicionais em séries de tempo como critério de Akaike e Schwartz para a escolha das defasagens. Contudo, como o presente trabalho está mais preocupado em analisar se a variável X é capaz de ajudar na previsão de Y , e vice-versa, independente de um número específico de defasagens, iremos utilizar um critério arbitrário, mas, flexível, como feito Rocha e Nakane (2007) e Hurlin e Venet (2008). No caso do presente trabalho, para a amostra com os estados do Brasil será utilizado de uma a cinco defasagens. Já para os municípios, devido a curta dimensão temporal, será utilizada apenas uma defasagem. Sendo em ambos os casos uma estrutura com o mesmo número de defasagens para as variáveis. Deste modo no caso dos estados do Brasil considera-se que o efeito da renda (pobreza) sobre a saúde e vice e versa leve algum tempo e esse intervalo não passe de cinco anos, no caso dos municípios esse efeito é de um período que corresponde a dez anos.

Com relação à hipótese de causalidade de Granger, no teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) ela é verificada a partir do teste de Wald. Trata-se de um teste de restrições aplicado aos parâmetros do modelo estimado. Assim, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de X para Y se nem todos os β_{1i} 's forem iguais a zero em (4.1), mas todos γ_{2i} 's forem iguais a zero em (4.2). De forma oposta, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de Y para X se todos os β_{1i} 's forem iguais a zero em (4.1), porém nem

todos os γ_{2t} 's forem iguais a zero em (4.2). Pode haver causalidade de Granger bidirecional entre X e Y se nem todos os β_{1i} 's e nem todos os γ_{2t} 's forem iguais a zero. Por fim, podem ocorrer situações em que não há causalidade de Granger entre X e Y , para isso, basta que os β_{1i} 's e todos os γ_{2t} 's sejam iguais a zero.

Para estimar as equações (4.1) e (4.2) será utilizado o Método dos Momentos Generalizados (GMM) para um painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991). Contudo, esse método estima as equações em primeiras diferenças, e nesse caso, o termo de erro é correlacionado com variável dependente defasada. Para contornar esse problema, os autores sugerem utilizar os valores defasados das variáveis em nível como instrumentos para as diferenças. Além do problema da variável dependente defasada, deve ser levado em conta a endogeneidade da variável explicativa. Por exemplo, se a renda é a variável dependente, possivelmente a variável explicativa saúde é endógena. A metodologia de Arellano e Bond (1991) também permite enfrentar esse problema da mesma forma que o da variável dependente defasada, ou seja, instrumentalizando as diferenças pelas variáveis defasadas em nível.

O teste de causalidade proposto Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) será aplicado utilizando a mesma base de dados do capítulo anterior de estatísticas descritivas. Ou seja, para testar causalidade entre renda e saúde será utilizado um painel com os 25 estados mais o Distrito Federal, no período de 1981 a 2007, considerando os seguintes indicadores: renda domiciliar *per capita*, porcentagem de pessoas vivendo abaixo da linha de pobreza (P0) e taxa de mortalidade na infância. O teste também será aplicado em um painel de dados com os 3951 municípios, com dados decenais do período de 1970-2000, considerando os seguintes indicadores: taxa de mortalidade infantil, expectativa de vida ao nascer, renda domiciliar *per capita* e pobreza (P0).

Percebe-se, que será testada, de maneira adicional, a relação de causalidade entre pobreza (P0) e saúde. Contudo, enquanto em termos individuais variações na pobreza estão completamente relacionadas a aumentos da renda individual, em termos agregados, como é o caso deste trabalho, essas variações estão relacionadas tanto a variações na renda média como na desigualdade de renda. Por exemplo, em um caso extremo, poderia a renda ter se mantido constante, enquanto a distribuição de renda melhorada, assim, a análise iria depender do quanto essa redução da desigualdade de renda pode impactar na pobreza – no caso da proporção de pobres (P0) na capacidade de elevar a renda das pessoas pobres acima da linha da pobreza – e da relação desse fato com a saúde média da população (reduções da

mortalidade ou aumentos na expectativa de vida). Por exemplo, essa melhora da distribuição de renda poderia impactar na saúde média da população pelo crescimento da renda das pessoas mais pobres e/ou pelo seu impacto sobre o acesso desse grupo de pessoas aos serviços públicos.

Pode-se imaginar também o sentido contrário, a saúde pode afetar tanto a renda média como a distribuição de renda, neste último caso, devido, por exemplo, a afetar mais que proporcionalmente a renda dos mais pobres. E assim, a relação de causalidade entre pobreza e saúde iria depender da relação desta última com a renda e com a distribuição de renda, e como essas duas impactam na proporção de pobres.

Portanto, a análise de causalidade entre pobreza e saúde pode apresentar resultados diferentes do que da causalidade entre renda e saúde. E assim, essa diferença se dá através do impacto da desigualdade de renda sobre pobreza, e da relação desse impacto com a saúde¹⁵.

Como dito inicialmente, este trabalho busca, principalmente, testar causalidade entre renda e saúde, controlando as possíveis diferenças dessa relação no Brasil. Chen (2008) e Erdil e Yetkiner (2009) em suas análises de testes de causalidade para os países, separam as amostras segundo a classificação de renda feita pelo Banco Mundial. Aqui em nossa amostra, para o nível estadual será testada causalidade para um painel de dados para o Brasil, e para dar robustez aos resultados e captar possíveis diferenças nas relações de causalidade, a amostra será separada em duas partes: estados do Centro-Sul e do Norte-Nordeste. Assim, além de estar captando questões regionais estará basicamente separando os estados de maior e menor renda, já que considerando a renda em 2007, os 15 estados mais pobres todos pertenciam às regiões Norte e Nordeste. A base de dados não será separada também por regiões devido ao número pequeno de unidades *cross-section* principalmente para o Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Já com relação aos municípios, a amostra será dividida conforme a classificação das cinco regiões do Brasil: Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Contudo, diferente dos estados do Brasil, onde o Centro-Sul tem um padrão de renda mais alto, a base de dados em nível municipal, dentro de uma mesma região tem grandes diferenças na renda, como foi analisado no capítulo anterior deste trabalho. Portanto, este trabalho calcula a renda média dos municípios entre 1970-2000, separando os municípios por quintis da média da renda, testando causalidade para cada um desses grupos.

¹⁵ Sobre a relação entre desigualdade de renda e saúde ver Noronha (2005).

Assim, considera-se que ao separar a amostra de dados em grupos, as unidades (estados ou municípios) de um mesmo grupo da divisão da amostra têm o mesmo padrão de causalidade e mesmos parâmetros do modelo, mas que esse padrão e os parâmetros podem ser diferentes do apresentado da amostra total do país e dos demais grupos.

4.3 TESTE DE CAUSALIDADE PROPOSTO POR GRANGER E HUANG (1997)

O procedimento que Granger e Huang (1997) apresentaram para testar causalidade para um painel de dados tem como base os fundamentos empregados nos modelos de séries de tempo para fazer comparações entre modelos a partir de suas previsões. Como num painel de dados existe a dimensão para o tempo (t) e dimensão *cross-section* (i), as previsões ao serem geradas precisam levar em consideração essa estrutura. No teste podem ser usadas as previsões “pós-amostra” e as “fora da amostra”. Como a base do teste está nessas previsões, antes de descrevermos o teste vamos apresentar como elas são geradas e os erros calculados a partir delas.

Para gerar as “previsões fora da amostra” o procedimento sugerido é inicialmente retirar uma unidade seccional da amostra, neste caso um dos estados (municípios) que será denotado por unidade fora da amostra. Os demais estados (municípios) constituem o que se chama de unidades dentro da amostra e são empregados para estimar o modelo, por exemplo, a equação (4.1). A partir do modelo estimado realizam-se as previsões “fora da amostra”, ou seja, as previsões para o estado (município) que foi excluído. Em seguida geram-se os erros de previsão para esse estado (município). Esse procedimento é feito para uma segunda unidade seccional de forma que ao final são gerados erros de previsões para todas as unidades (estados ou municípios), permitindo a construção de um painel de dados com os erros de previsões. Ou seja, no caso do presente trabalho, para gerar os erros de previsão de um modelo no caso dos estados devem ser efetuadas 26 regressões para a base de dados com todos os estados e 3951 para o caso da base completa dos municípios.

Para gerar as “previsões pós-amostra”, sugere-se usar todas as unidades seccionais, porém, recomenda-se a exclusão T períodos ao final da amostra de uma das unidades seccional. Com o modelo ajustado realizam-se as previsões pós-amostra para essa unidade excluída, a qual permitirá gerar os erros de previsão pós-amostra. A semelhança de como foi

realizado para as previsões fora da amostra, esse procedimento também será feito com a exclusão de T períodos ao final da amostra para uma segunda unidade seccional de forma que ao final, serão gerados erros de previsões para todos os T 's períodos excluídos, possibilitando a construção de um painel de dados com esses erros de previsões.

Contudo, como em Granger e Huang (1997) daremos preferência aos erros gerados fora da amostra, apresentando apenas resultados para este caso nos estados e municípios do Brasil. Percebe-se que no caso dos municípios, dada a curta dimensão temporal, a análise mais apropriada sem dúvida é através das previsões fora da amostra ao invés das previsões pós-amostra.

Já para avaliar se X_{it} causa Y_{it} segundo o procedimento de Granger e Huang (1997), precisa-se estimar de maneira consistente os parâmetros do modelo estrutural (4.1), e em seguida, realizar previsões fora da amostra dos erros para equação (4.1) e fazer o mesmo procedimento para uma versão modificada pela exclusão das defasagens de X_{it} , equação (4.3):

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \gamma_1^k Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_1^k X_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \gamma_1^k Y_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

Comparando os dois modelos (4.1) e (4.3), se X_{it} não causa Y_{it} espera-se que as previsões produzidas por ambos sejam similares. Definindo e^1_{it} e e^2_{it} como erros de previsão fora da amostra gerados respectivamente pelos modelos (4.1) e (4.3). Neste caso usando a definição proposta por Granger (1969), observaríamos que a variância do erro de previsão do modelo (4.1) seria igual ou maior que a variância do erro de previsão do modelo (4.3). Ou seja:

$$E[(e^1_{it})^2] \geq E[(e_{it})^2] \quad (4.4)$$

Para fins de comparação entre os dois modelos Granger e Huang (1997) sugere usar o método soma-diferenças. Para tanto, considere a soma e subtração dos erros de previsão dados por:

$$S \equiv SUM_{it} = e^1_{it} + e^2_{it} \quad (4.5)$$

$$D \equiv DIF_{it} = e^1_{it} - e^2_{it} \quad (4.6)$$

Para testar a proposição descrita pela equação (4.4), recomenda-se, primeiramente, estimar a regressão a seguir:

$$S_{it} = a + bD_{it} + v_{it} \quad (4.7)$$

Em seguida testa-se se o coeficiente b é igual ou maior do que zero por meio da estatística t . Esse procedimento pode ser realizado em dois passos. No primeiro, verifica-se se a igualdade descrita pela equação (4.4), ($H_0: E[(e^1_{it})^2] = E[(e^2_{it})^2]$), por meio do teste de significância de b na equação (4.7). O passo seguinte é testar a desigualdade, isto é, $H_0: E[(e^1_{it})^2] > E[(e^2_{it})^2]$. Se a desigualdade for verificada o modelo com menor variância do erro deveria ser aceito como sendo significativamente superior ao outro modelo. A rejeição dessa hipótese implica que a variável X_{it} causa a variável Y_{it} no sentido de Granger.

O método empregado para estimar os parâmetros da equação (4.7) deve envolver o controle e não a estimação dos efeitos fixos e da constante. Análogo ao que foi sugerido por Rocha e Nakane (2007) será utilizado um estimador de primeiras diferenças para estimar a equação (4.7) de forma a obter estimativas consistentes de b .

O método de estimação das equações (4.1) e (4.3) e a aplicação do teste de Granger e Huang (1997) serão análogos ao que foi feito na seção anterior. Ou seja, será utilizado o estimador GMM para painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991). E o teste de causalidade será aplicado para o Brasil em um painel com seus estados para período de 1981-2007, e em um painel com os municípios do Brasil de 1970-2000. E também de forma semelhante ao procedimento adotado com a metodologia de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), para os estados do Brasil a amostra será dividida em: estados de renda mais baixa (Norte-Nordeste) e estados de renda mais alta (Centro-Sul). E para os municípios a amostra será dividida segundo as duas classificações: regiões do Brasil e faixas de renda.

4.4 TESTE DE CAUSALIDADE PROPOSTO POR HURLIN E VENET (2004) E HURLIN (2004, 2005)

Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) propõe um teste de causalidade em um painel de dados heterogêneo com coeficientes fixos. Considere o modelo autoregressivo a seguir com T períodos (27 no caso deste trabalho), e N unidade *cross-section* (26 estados do Brasil):

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma^k Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + v_{i,t} \quad (4.8)$$

onde $K \in \mathbb{N}$, $\gamma_i = [\gamma_i^{(1)}, \dots, \gamma_i^{(K)}]'$, e $\beta_i = [\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)}]'$. Os efeitos individuais α_i são assumidos como fixos. As defasagens de ordem K são iguais entre todos os estados. Já os

parâmetros autoregressivos $\gamma_i^{(k)}$ e os coeficientes de inclinação da regressão $\beta_i^{(k)}$ diferem entre as unidades individuais, porém, assume-se que esses parâmetros são constantes.

A hipótese nula do teste é de que não há relação causal para todos os estados do painel. Esta é chamada de Hipótese de Não Causalidade Homogênea (HNC), dada por:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (4.9)$$

A hipótese alternativa é a Hipótese de Não Causalidade Heterogênea (HENC), neste caso assume-se que há dois subgrupos das unidades, um com relação causal de X para Y , mas não necessariamente com o mesmo processo gerador de dados (DGP), e outro subgrupo onde não há relação causal de x para y . Por exemplo, a HENC na equação (4.8), se dá através do coeficiente $\beta_i^{(k)}$ ser igual a zero para alguns estados (i), mas diferente de zero para outros. Assim, a HENC é dada por:

$$H_1: \begin{aligned} \beta_i &= 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i &\neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{aligned} \quad (4.10)$$

onde N_1 é desconhecido mas satisfaz a condição $0 \leq N_1/N < 1$.

Portanto, diferente do teste proposto por Holtz-Eakin *et al.* (1988) onde na hipótese alternativa há causalidade para todos indivíduos com o mesmo processo gerador de dados, a HENC permite duas fontes de heterogeneidade: uma da DGP e outra das relações causais heterogêneas.

Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) propõe um teste estatístico que é a média de estatística *Wald* individual de não causalidade entre todas as N unidades. O teste segue a idéia do teste de raiz unitária proposto por Im, Pesaran, e Shin (2003). A estatística *Wald* individual associada com a hipótese nula HNC é dada por:

$$W_{N,T} = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (4.11)$$

Onde $W_{i,T}$ denota a estatística *Wald* individual do estado i sob: $H_0: \beta_i = 0$. Sob a hipótese de não causalidade, cada estatística *Wald* individual converge assintoticamente a uma distribuição Qui-quadrado com K graus de liberdade.

A estatística individual $W_{i,T}$ é calculada pela seguinte fórmula:

$$W_{i,T} = \frac{(SQR_{R,i} - SQR_{IR,i})}{SQR_{IR,i}/(T-2K-1)} \quad (4.12)$$

Onde $SQR_{IR,i}$ é a soma dos quadrados dos resíduos para o indivíduo i associado ao modelo 4.8. E $SQR_{R,i}$ é a soma dos quadrados dos resíduos do indivíduo i obtidas no modelo 4.8 restrito a hipótese nula de que $\beta_i = 0$.

Sob a hipótese de independência *cross-section*, as N estatísticas individuais Wald são independentes. A média *cross-section* $W_{N,T}^{Hnc}$ converge a uma distribuição normal quando T tende a infinito e então N tende a infinito. E assim, a estatística padronizada referente a $W_{N,T}^{Hnc}$ pode ser obtida pela seguinte fórmula:

$$Z_{N,T} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{Hnc} - K) \xrightarrow[T,N \rightarrow \infty]{d} N(0,1) \quad (4.13)$$

Para um T fixo a estatística Wald individual ($W_{i,T}$) não converge a uma distribuição Qui-quadrado. Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004,2005) propõe aproximar os dois primeiros momentos da distribuição desconhecida de $W_{i,T}$ pelos dois primeiros momentos de uma distribuição Fisher. Dado essa aproximação, e $T > 5 + 2K$, uma estatística padronizada semi-assintótica pode ser calculada através da seguinte fórmula:

$$\tilde{Z}_{N,T} = \sqrt{\frac{N}{2K} \times \frac{T-2K-5}{T-K-3}} \times \left(\frac{T-2K-3}{T-2K-1} W_{N,T} - K \right) \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{d} N(0,1) \quad (4.14)$$

Contudo, quando a amostra tem T e N pequenos, a estatística média $W_{N,T}$, e a estatística padronizada têm uma distribuição nula da amostra finita que pode diferir de sua respectiva distribuição assintótica. E assim, aplicando a abordagem proposta por Im, Pesaran e Shin (2003), Hurlin (2004, 2005) sugere computar um valor crítico aproximado para $\tilde{Z}_{N,T}$, para um painel finito com T e N fixos, dado por:

$$c_{N,T}(\alpha) = z_\alpha \times \frac{T-2K-1}{T-2K-3} \times \sqrt{\frac{2K(T-K-3)}{N(T-2K-5)}} + \frac{K(T-2K-1)}{T-2K-3} \quad (4.15)$$

Devido a limitação da aplicação do teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) em um ambiente com amostras muito curtas na dimensão tempo, já que utilizam inferência individuais, essa metodologia será aplicada apenas para os estados do Brasil no período de 1981-2007. Assim como nos demais testes, este será aplicado para amostra dividida nos dois grupos: estados de renda mais alta (Centro-Sul) e estados de renda mais baixa (Norte-Nordeste).

CAPÍTULO 5: ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE

Este capítulo tem o objetivo de analisar os resultados dos testes de causalidade que serão aplicados para o Brasil, controlando as possíveis diferenças nas relações ao longo do território brasileiro. O capítulo está dividido em três seções: a primeira analisa os testes de raiz unitária; a segunda faz uma análise dos testes de causalidade aplicados a amostras com estados do Brasil no período de 1981-2007; e a terceira seção analisa os testes de causalidade para amostras com municípios brasileiros no período de 1970-2000.

5.1 ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Através de um painel de dados para os estados do Brasil, no período de 1981-2007, essa seção analisa se as séries renda domiciliar *per capita* (renda), pobreza (P0) e taxa de mortalidade na infância (TMI) são estacionárias. Todos os testes, já especificados na metodologia deste trabalho, consideram a variável em nível e serão aplicados através da seleção automática de defasagens pelo método de Schwarz.¹⁶ E ainda esses testes consideram três diferentes especificações: com intercepto individual, com tendência e intercepto individual, e sem tendência e sem intercepto.

Assim, a *tabela A11* em anexo mostra os testes de raiz unitária para a variável renda. Pode ser observado que para especificação de testes sem tendência linear e sem intercepto, a hipótese nula de raiz unitária deve ser aceita para quase todos os testes, a exceção se dá no teste de Breitung. Contudo, para os demais testes, com exceção de Breitung na especificação com tendência e intercepto individuais, a hipótese nula de raiz unitária deve ser rejeitada. Portanto, a maior parte dos testes indica estacionaridade desta série.

Já a *tabela A12* em anexo mostra os testes de raiz unitária para variável pobreza. Nota-se que os testes na especificação com intercepto individual, com exceção do Breitung, apontam para aceitação da hipótese de raiz unitária. Entretanto, para os demais testes, com exceção do Breitung na especificação com tendência e intercepto individuais, a hipótese nula de raiz unitária deve ser rejeitada, mostrando que esta série também pode ser considerada

¹⁶ Os testes também foram aplicados através da seleção automática de defasagens pelo método de Akaike, contudo, os resultados foram similares e não serão apresentados neste trabalho.

estacionária.

Por fim, a *tabela A13* em anexo mostra testes de raiz unitária para variável taxa de mortalidade na infância. Com exceção do Breitung nas especificações com intercepto individual, e com tendência e intercepto individuais, todos os testes apontam para estacionaridade da série taxa de mortalidade na infância.

Portanto, todas as três séries podem ser consideradas estacionárias, indicando que não é necessário realizar testes de co-integração, e assim, os testes de causalidade poderão ser aplicados sem gerar correlações espúrias entre as variáveis.

5.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE: ESTADOS DO BRASIL

Esta seção analisa os resultados dos três testes de causalidade, propostos respectivamente por: Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988); Granger e Huang (1997) e Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005). Estes testes são aplicados para amostras com estados do Brasil no período de 1981-2007.

5.2.1 TESTE PROPOSTO POR HOLTZ-EAKIN, NEWEY E ROSEN (1988)

As *tabelas A14 a A19* em anexo trazem os resultados das estimações entre renda e taxa de mortalidade na infância, para o Brasil, e para divisão da amostra em grupos de estados com maior renda e de menor renda, ou seja, do Centro-Sul e Norte-Nordeste, todas realizadas através do método GMM para painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991)¹⁷.

Já a *tabela 9* mostra os testes de causalidade entre renda e saúde para o Brasil. Observa-se nessa tabela que para o nível de significância de 1%, e uma defasagem, a hipótese nula de que taxa de mortalidade na infância (TMI) não Granger causa a renda deve ser aceita. Já a hipótese de que renda não Granger causa TMI deve ser rejeitada. Para as demais defasagens consideradas na análise, ambas as hipóteses devem ser rejeitadas a 1%. Portanto, a um nível de significância de 1%, com uma defasagem, há causalidade unidirecional da renda sobre saúde, contudo, para os demais números de defasagens há bi-causalidade. E ainda, a um nível de 5%, considerando todas as cinco defasagens, a relação entre renda e saúde é

¹⁷ Devido ao número grande de estimações realizadas, este trabalho apresenta apenas os resultados para relação entre renda e saúde feitas para elaboração do teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988).

bidirecional. Portanto, a conclusão geral neste caso é de que há bi-causalidade entre renda e saúde. Estes resultados estão de acordo com a teoria previamente explicada nos capítulos 1 e 2 deste trabalho, e com resultados empíricos com amostra de países como os apresentados em Chen (2008) e Erdil e Yetkiner (2009).

Tabela 9: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow Renda		Renda \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-cause Renda		H0: Renda não Granger-cause TMI	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	4,57	0,0325	6,96	0,0083
2	17,64	0,0001	10,28	0,0059
3	14,33	0,0025	25,23	0,0012
4	19,56	0,0006	31,80	0,0000
5	28,20	0,0000	58,19	0,0000

Fonte: Cálculos do autor.

Já a *tabela 10* traz os testes de causalidade entre pobreza e saúde (TMI) para o Brasil. Cabe lembrar que este trabalho está seguindo a hipótese de que há uma relação de causalidade entre renda e saúde, e, por consequência, deve haver também uma relação entre saúde precária e pobreza. Contudo, como foi explicado no último capítulo, a causalidade entre pobreza e saúde precária pode apresentar resultados diferentes, já que com dados agregados, como é o caso deste trabalho, a pobreza é determinada tanto pela renda média como pela desigualdade de renda.

Pode ser notado na *tabela 10* que independente do número de defasagens, a hipótese que saúde (TMI) não Granger causa pobreza deve ser rejeitada mesmo a 1%. Contudo, a hipótese de que P0 não Granger causa saúde deve ser rejeitada para as duas primeiras defasagens. Portanto, para duas primeiras defasagens há causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza. Esse resultado é diferente do apresentado na relação de causalidade entre renda e saúde, essa diferença pode estar ligada ao impacto da desigualdade de renda sobre a pobreza, e a relação desta última sobre a saúde. Porém, essa hipótese deve ser testada e foge ao objetivo deste trabalho. E ainda, para as demais defasagens (a maior parte) há bi-causalidade entre pobreza e saúde, portanto, neste caso os resultados são os mesmos que os apresentados na relação de causalidade entre renda e saúde.

Tabela 10: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	10,96	0,0009	1,94	0,1639
2	27,64	0,0000	0,39	0,8216
3	26,13	0,0000	11,38	0,0098
4	47,48	0,0000	18,48	0,0010
5	59,06	0,0000	30,98	0,0000

Fonte: Cálculos do autor.

A *tabela 11* mostra os testes de causalidade entre renda e saúde para o grupo de estados de renda mais alta (Centro-Sul). Essa tabela mostra que para esse grupo de estados, a hipótese de que saúde não Granger causa renda também deve ser rejeitada para todas as defasagens, até em nível de significância de 1%. Porém, a hipótese de que renda não Granger causa saúde deve ser aceita para as primeiras duas defasagens, padrão diferente do apresentado quando considerada todos os estados do Brasil. Assim, para as primeiras duas defasagens há causalidade unidirecional na direção da saúde para renda. Entretanto para os demais números de defasagens, há bi-causalidade entre renda e saúde para esse grupo de estados de renda mais alta.

Tabela 11: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow Renda		Renda \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa Renda		H0: Renda não Granger-causa TMI	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	38,48	0,0000	1,00	0,3162
2	45,21	0,0000	2,80	0,2460
3	18,22	0,0004	19,99	0,0002
4	19,75	0,0006	26,79	0,0000
5	30,44	0,0000	35,79	0,0000

Fonte: Cálculos do autor.

E a *tabela 12* mostra os testes de causalidade entre pobreza e saúde para o grupo de estados de renda mais alta (Centro-Sul). Os resultados em termos qualitativos são iguais aos da causalidade entre renda e saúde. Ou seja, há causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza para as duas primeiras defasagens, e bi-causalidade para os demais números de defasagens.

Tabela 12: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza (P0) e TMI, estados do Centro-Sul, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	56,63	0,0000	0,43	0,5140
2	66,62	0,0000	1,13	0,5670
3	25,00	0,0000	26,51	0,0000
4	19,33	0,0000	42,03	0,0000
5	25,08	0,0001	26,06	0,0001

Fonte: Cálculos do autor.

Já a *tabela 13* mostra o teste de causalidade entre renda e saúde para o grupo de estados de renda mais baixa, ou seja, Norte-Nordeste. Observa-se que os resultados, em parte, são diferentes dos apresentados para o Centro-Sul e para o Brasil. Considerando significância de 1%, os resultados dependem do número de defasagens. Para uma e duas defasagens não há causalidade entre renda e saúde. Já para três defasagens há causalidade na direção da renda para saúde. E para quatro e cinco defasagens há bi-causalidade. Mas considerando a tolerância usual, ou seja, em nível de significância de 10%, há bi-causalidade para todas as defasagens, exceto para primeira em que não há causalidade entre renda e saúde.

Tabela 13: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste do Brasil, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow Renda		Renda \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa Renda	H0: Renda não Granger-causa TMI		
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	0,41	0,5227	0,57	0,4510
2	8,16	0,0169	8,63	0,0134
3	15,10	0,0017	7,04	0,0708
4	24,13	0,0001	21,34	0,0003
5	22,20	0,0005	19,82	0,0014

Fonte: Cálculos do autor.

E por fim, a *tabela 14* mostra o teste de causalidade entre pobreza e saúde para o grupo de estados de renda mais baixa (Norte-Nordeste). Considerando um nível de significância de 10%, há causalidade unidirecional da saúde para a pobreza para as três primeiras defasagens, e bi-causalidade para quatro e cinco defasagens. Assim, esse resultado é diferente do apresentado para relação de causalidade entre renda e saúde. Enquanto no primeiro caso há bi-causalidade para maior parte das defasagens, neste último caso a maior parte é de causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza. Novamente pode-se supor que essa diferença se dá através da desigualdade de renda. Deixa-se claro que essa suposição não será testada aqui.

Tabela 14: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste do Brasil, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0	H0: P0 não Granger-causa TMI		
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	4,53	0,0333	0,03	0,8539
2	13,02	0,0015	0,78	0,6763
3	29,61	0,0000	5,90	0,1168
4	40,64	0,0000	21,76	0,0002
5	45,54	0,0000	18,71	0,0022

Fonte: Cálculos do autor.

Portanto, para maior parte das defasagens, em nível de significância de 10%, os

resultados do teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) aplicado para o Brasil, para o grupo de estados de renda mais alta e os de renda mais baixa, mostraram relação de bi-causalidade entre renda e saúde. Utilizando o teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Chen (2008) encontra causalidade bidirecional numa amostra completa entre países e dividindo a amostra em países de renda média e de renda baixa.

5.2.2 TESTE PROPOSTO POR GRANGER E HUANG (1997)

Esta subseção analisa os resultados do teste proposto por Granger e Huang (1997) aplicado para os estados do Brasil e para os dois grupos de estados: renda mais alta (Centro-Sul do país) e renda mais baixa (Norte-Nordeste do país). Como foi explicado no capítulo anterior, este teste considera o poder de previsão de um modelo através de previsões fora da amostra.

A *tabela 15* mostra o teste de causalidade entre renda e saúde para a amostra completa dos estados do Brasil. Nota-se que os resultados são bem diferentes dos apresentados no teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Para uma defasagem e nível de significância de 10%, há bi-causalidade. Contudo, para três, quatro e cinco defasagens há causalidade unidirecional na direção renda para a saúde. Resultados de causalidade nesta direção são encontrados em Erdil e Yetkiner (2009) para alguns países do grupo de renda baixa e de renda média. Entretanto, deve-se testar a robustez desses resultados para o Brasil, já que o teste da subseção anterior não apresentou este resultado.

Tabela 15: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow Renda		Renda \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa Renda		H0: Renda não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	-3,64	0,0001	-1,67	0,0477
2	-1,07	0,1425	-0,38	0,3520
3	0,28	0,6102	-1,77	0,0386
4	-0,53	0,2982	-1,42	0,0781
5	0,42	0,6627	-1,33	0,0920

Fonte: Cálculos do autor.

Assim, a *tabela 16* mostra o teste de causalidade entre pobreza e saúde para a amostra completa dos estados do Brasil. Os resultados dessa tabela são diferentes da tabela anterior. Nesse caso não há qualquer evidência de causalidade da pobreza sobre a saúde. Já para uma, duas e quatro defasagens, em nível de significância de 5%, há causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza. Neste caso pode ser discutido que já que a causalidade vai da renda em direção a saúde, e da saúde sobre a pobreza, a saúde afeta a pobreza através da distribuição de renda. Porém, esses resultados podem ser influenciados por se estar assumindo o mesmo sentido de causalidade para todos os estados do Brasil. Assim, para dar mais robustez aos resultados, deve-se testar causalidade para os grupos de estados de renda mais alta e de renda mais baixa

Tabela 16: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	-3,29	0,0005	-0,54	0,2947
2	-1,84	0,0331	3,58	0,9998
3	-1,20	0,1153	-0,16	0,4365
4	-1,83	0,0339	-1,10	0,1359
5	-0,88	0,1896	-0,44	0,3301

Fonte: Cálculos do autor.

A *tabela 17* mostra o teste de causalidade entre renda e saúde para o grupo de estados de renda mais alta. Os resultados mostram que não há qualquer evidência de causalidade no sentido da renda sobre a saúde, exceto para cinco defasagens e nível de significância de 10%. Contudo, considerando esse mesmo nível de significância, há causalidade unidirecional da saúde para a renda para as três primeiras defasagens. Portanto, para as duas primeiras defasagens os resultados são qualitativamente os mesmo que os encontrados no teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Porém, considerando a maior parte das defasagens, a conclusão no teste de Granger e Huang (1997) é de causalidade unidirecional da saúde para renda, enquanto, para o teste apresentado na seção anterior é de bi-causalidade. Já comparando ao Brasil, considerando o mesmo teste, os resultados são o oposto, enquanto no Centro-Sul a causalidade segue a direção da saúde para renda, na amostra completa tem sentido contrário.

Tabela 17: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow Renda		Renda \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa Renda		H0: Renda não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	-5,75	0,0000	-0,88	0,1898
2	-4,07	0,0000	1,53	0,9364
3	-1,51	0,0662	-0,24	0,4053
4	0,36	0,6404	-0,44	0,3302
5	1,80	0,9634	-1,49	0,0688

Fonte: Cálculos do autor.

A *tabela 18* mostra o teste de causalidade entre pobreza e saúde para o grupo de estados de renda mais alta. Pode ser observado que não há evidências de causalidade na direção da renda sobre a saúde. Já na direção contrária, em nível de significância de 10%, exceto para quatro e cinco defasagens, há causalidade. Assim, considerando a conclusão geral, a direção da causalidade é a mesma da relação entre renda e saúde, ou seja, saúde causa pobreza (P0).

Tabela 18: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	-5,53	0,0000	-0,69	0,2454
2	-4,17	0,0000	2,87	0,9978
3	-2,60	0,0049	-0,81	0,2094
4	-0,44	0,3302	-1,22	0,1118
5	1,64	0,9488	-1,20	0,1157

Fonte: Cálculos do autor.

E a *tabela 19* mostra o teste de causalidade entre renda e saúde para o grupo de estados de renda mais baixa. Os resultados mostram que para quatro defasagens, em nível de significância de 10%, há causalidade unidirecional da renda sobre a saúde. Contudo, para as demais defasagens, ou seja, a grande maioria, não há causalidade nem na direção da saúde sobre a renda, nem em sentido contrário. Resultados que diferem substancialmente dos apresentados no teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Resultados similares foram encontrados por Chen (2008) para países de renda baixa, sendo que através do teste proposto por Hurlin e Venet (2004), e Hurlin (2004, 2005). Este último teste será analisado próxima seção deste trabalho.

Tabela 19: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow Renda		Renda \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa Renda		H0: Renda não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	4,66	1,0000	-0,43	0,3338
2	-0,83	0,2036	-1,06	0,1451
3	0,01	0,5040	-1,16	0,1236
4	-1,27	0,1027	-1,36	0,0876
5	0,13	0,5517	-0,05	0,4801

Fonte: Cálculos do autor.

E por fim, a *tabela 20* mostra o teste de causalidade entre pobreza e saúde para o grupo de estados de renda mais baixa. Para duas e quatro defasagens, há causalidade da saúde sobre a pobreza. Porém, para as demais defasagens os resultados, em termos qualitativos, são os mesmos dos apresentados na análise de causalidade entre renda e saúde.

Os resultados para estas duas últimas tabelas podem estar sendo influenciados pelos diferentes padrões existentes entre essas duas regiões (Norte-Nordeste), foi visto na análise de correlações que os coeficientes para a região Norte se apresentam o contrário do esperado. E assim, a homogeneidade nos parâmetros, assumida no teste de Granger e Huang (1997), principalmente neste caso, pode implicar em resultados enganosos. Assim, para dar robustez aos resultados, as *tabelas A20; A21; A22 e A23* apresentam resultados para cada uma dessas

regiões. Observe-se que os resultados mudam bruscamente, a *tabela A20* mostra que para a região Nordeste há causalidade no sentido da saúde sobre a renda para uma, duas, quatro e cinco defasagens e não causalidade para três defasagens. E a *tabela A21* mostra que há causalidade da saúde sobre a pobreza para as quatro primeiras defasagens nessa mesma região. Ou seja, mostrando que esse teste aponta que no Nordeste saúde causa renda e pobreza. Já para região Norte, a *tabela A22* mostra que há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para uma e quatro defasagens, relação bi-causal para duas defasagens e não causalidade para as demais. E por fim a *tabela A24* mostra que há causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza para as duas primeiras defasagens e não causalidade para as demais. Portanto, os diferentes resultados apresentados nessa divisão das regiões mostra que a homogeneidade dos parâmetros, quando estes são heterogêneos, influencia fortemente as conclusões.

Tabela 20: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	3,16	0,9991	2,05	0,9793
2	-1,39	0,0829	2,48	0,9931
3	-0,89	0,1872	0,38	0,6479
4	-1,79	0,0374	-0,86	0,1953
5	-0,85	0,1981	0,30	0,6178

Fonte: Cálculos do autor.

Portanto, em geral, os resultados dos testes de causalidade proposto por Granger e Huang (1997) são diferentes dos apresentados no teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). O teste dessa subseção apresentou causalidade unidirecional da renda sobre a saúde para a amostra completa com os estados do Brasil. Causalidade unidirecional da saúde sobre a renda foi encontrada no grupo de estados com renda mais alta. E evidências de não causalidade foram encontradas no grupo de estados com renda mais baixa.

5.2.3 TESTE PROPOSTO POR HURLIN E VENET (2004), E HURLIN (2004, 2005)

Esta subseção analisa os resultados obtidos com o teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005), este que controla a heterogeneidade na causalidade entre os estados. Ou seja, diferente dos testes analisados até agora que consideram o mesmo modelo dinâmico para todas as unidades, esse teste apresenta um modelo com diferentes parâmetros para os estados, tanto no que se refere à estrutura autoregressiva como ao parâmetro de inclinação. Portanto, enquanto nos demais testes foram considerados diferentes modelos entre os dois grupos de estados (Centro-Sul e Norte-Nordeste) e a amostra completa (Brasil), no teste desta subseção a heterogeneidade entre os estados é considerada até mesmo dentro de um mesmo grupo. Diante das diferentes relações entre renda e saúde apresentada pelos estados do Brasil, como as particularidades dos estados da região Norte, principalmente os resultados do teste proposto por Holtz-Eakin Newey e Rosen (1988), que considera homogeneidade dos parâmetros no modelo e ajuste dentro da amostra, podem ser enganosos. Se os parâmetros do nosso modelo (8) são heterogêneos, a estimação assumindo homogeneidade incorre em viés. (PESARAN; SMITH, 1995). Assim, a análise feita a partir do teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) pode trazer resultados mais confiáveis, e, conseqüentemente, nossa conclusão principal se baseará neste teste.^{18,19}

Em todas as tabelas desta subseção serão mostradas: estatística Wald média (W_{HNC}), estatística padronizada baseada nos momentos assintóticos ($Z_{N,T}$), estatística padronizada baseada na aproximação para uma amostra finita ($\tilde{Z}_{N,T}$), aproximação dos valores críticos em uma amostra finita com T e N fixos ($C_{N,T}$).

Assim, a *tabela 21* mostra o teste de causalidade entre renda e saúde para a amostra completa dos estados do Brasil. Pode ser observado que para a estatística padronizada assintótica ($Z_{N,T}$) e a estatística padronizada baseada na aproximação dos momentos em uma amostra finita em T ($\tilde{Z}_{N,T}$), a hipótese de que saúde (TMI) não Granger causa renda deve ser rejeitada em todas as defasagens, mesmo a 1%. Mesmo se for levada em consideração a

¹⁸ Este é um método relativamente recente, para alguns trabalhos empíricos que aplicam este método, ver: Mikhed e Zemcík (2007); Doi (2009), Chen (2008); Hurlin e Venet (2008) e Bebczuk, Burdisso, Carrera e Sangiácomo (2010).

¹⁹ Eu agradeço aos autores dos trabalhos Hurlin e Venet (2008) e Bebczuk, Burdisso, Carrera e Sangiácomo (2010) por terem enviado seus códigos do teste de causalidade utilizados nos seus respectivos trabalhos.

aproximação dos valores críticos corrigidos para uma amostra finita com T e N pequenos, apenas para cinco defasagens que a hipótese de não causalidade não pode ser rejeitada.

Já a hipótese de que a renda não Granger causa saúde deve ser aceita para as primeiras duas defasagens, independente de qual estatística está sendo considerada. Já para três, quatro e cinco defasagens, quando considerado a estatística $Z_{N,T}$, a hipótese de não causalidade deve ser rejeitada. Contudo, ao considerar a estatística semi-assintótica ($\tilde{Z}_{N,T}$), em nível de significância de 10%, a hipótese nula desse caso deve ser rejeitada apenas para quatro e cinco defasagens, e se for considerado a correção dos valores críticos, a hipótese de não causalidade é aceita para todas as defasagens. Portanto, as evidências para esse teste apontam que a causalidade é mais bem explicada no sentido da saúde para renda. Resultado diferente da bi-causalidade apresentada no teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e da causalidade unidirecional da renda sobre a saúde no teste de Granger e Huang (1997).

Tabela 21: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
	TMI \Rightarrow Renda				
W_{HNC}	2,94	4,97	7,07	10,41	13,75
$Z_{N,T}$	6,99	7,58	8,46	11,56	14,11
$\tilde{Z}_{N,T}$	5,64	5,65	5,72	7,02	7,13
$C_{N,T}(0,1)$	1,51	2,85	4,22	5,72	7,48
$C_{N,T}(0,05)$	1,63	3,02	4,45	6,01	7,87
$C_{N,T}(0,01)$	1,86	3,36	4,89	6,57	8,60
	Renda \Rightarrow TMI				
W_{HNC}	0,69	2,39	4,34	7,28	8,76
$Z_{N,T}$	-1,12	1,00	2,78	5,91	6,08
$\tilde{Z}_{N,T}$	-1,24	0,35	1,46	3,19	2,48
$C_{N,T}(0,1)$	1,51	2,85	4,22	5,72	7,48
$C_{N,T}(0,05)$	1,63	3,02	4,45	6,01	7,87
$C_{N,T}(0,01)$	1,86	3,36	4,89	6,57	8,60

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Valor entre parênteses na primeira coluna se refere ao nível de significância.

A *tabela 22* mostra o teste de causalidade entre pobreza e saúde, para a amostra completa dos estados do Brasil. Há algumas diferenças com relação à tabela anterior. Tanto

para estatística assintótica $Z_{N,T}$ como semi-assintótica ($\tilde{Z}_{N,T}$) há causalidade unidirecional da saúde para renda para duas primeiras defasagens; já para três, quatro e cinco defasagens há bi-causalidade. Se forem considerados os valores críticos para uma amostra finita com T e N pequenos, há causalidade da saúde sobre a pobreza para as três primeiras defasagens, para quatro defasagens há relação bi-causal, e por fim, para cinco defasagens há uma relação de não causalidade entre pobreza e saúde. Portanto, se for considerado a maior parte das defasagens e as estatísticas $Z_{N,T}$ e $\tilde{Z}_{N,T}$, a conclusão é de que a relação entre pobreza e saúde é bi-causal.²⁰ Padrão semelhante é encontrado no teste de Holtz-Eakin Newey e Rosen (1988), onde para as duas primeiras defasagens os resultados mostram causalidade unidirecional da saúde sobre a renda, e para as demais, bi-causalidade.

Tabela 22: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
	TMI \Rightarrow P0				
W_{HNC}	3,49	6,66	8,70	11,61	13,59
$Z_{N,T}$	8,99	11,88	11,87	13,73	13,85
$\tilde{Z}_{N,T}$	7,33	9,11	8,28	8,49	6,98
$C_{N,T}(0,1)$	1,51	2,85	4,22	5,72	7,48
$C_{N,T}(0,05)$	1,63	3,02	4,45	6,01	7,87
$C_{N,T}(0,01)$	1,86	3,36	4,89	6,57	8,60
	P0 \Rightarrow TMI				
W_{HNC}	0,65	2,44	5,34	11,35	11,71
$Z_{N,T}$	-1,25	1,11	4,88	13,25	10,82
$\tilde{Z}_{N,T}$	-1,35	0,44	3,03	8,16	5,23
$C_{N,T}(0,1)$	1,51	2,85	4,22	5,72	7,48
$C_{N,T}(0,05)$	1,63	3,02	4,45	6,01	7,87
$C_{N,T}(0,01)$	1,86	3,36	4,89	6,57	8,60

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Valor entre parênteses na primeira coluna se refere ao nível de significância.

Já a *tabela 23* mostra o teste de causalidade entre renda e saúde, para o grupo de estados do Centro-Sul do Brasil. Assim como para o Brasil, para estatística semi-assintótica

²⁰ Hurlin e Venet (2008) analisam causalidade entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, uma das amostras contém N=28 e um T de no máximo 36, em um painel não balanceado. Os autores em suas análises não consideram a aproximação dos valores críticos corrigidos. Portanto, também é razoável desconsiderarmos em nossa amostra.

$\tilde{Z}_{N,T}$, aceita-se que há causalidade da saúde sobre a renda para as três primeiras defasagens e bi-causalidade para quatro e cinco defasagens. Já com os valores críticos corrigidos para amostra com T e N fixos há causalidade da saúde sobre a renda para as duas primeiras defasagens e não causalidade para as demais. Portanto, as evidências apontam que a causalidade é mais bem explicada no sentido da saúde para renda. Conclusão semelhante ao uso do teste de Granger e Huang (1997), porém, diferente da bi-causalidade apresentada em Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988).

Tabela 23: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre renda e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
	TMI \Rightarrow Renda				
W_{HNC}	4,38	6,38	6,74	9,36	13,94
$Z_{N,T}$	7,93	7,26	5,07	6,29	9,38
$\tilde{Z}_{N,T}$	6,54	5,55	3,40	3,73	4,75
$C_{N,T}(0,1)$	1,74	3,18	4,66	6,28	8,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,92	3,45	5,02	6,74	8,82
$C_{N,T}(0,01)$	2,26	3,96	5,69	7,95	9,94
	Renda -- TMI				
W_{HNC}	0,54	2,07	4,86	8,01	11,61
$Z_{N,T}$	-1,07	0,11	2,52	4,70	6,94
$\tilde{Z}_{N,T}$	-1,10	-0,21	1,49	2,66	3,34
$C_{N,T}(0,1)$	1,74	3,18	4,66	6,28	8,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,92	3,45	5,02	6,74	8,82
$C_{N,T}(0,01)$	2,26	3,96	5,69	7,95	9,94

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Valor entre parênteses na primeira coluna se refere ao nível de significância.

A *tabela 24* mostra o teste de causalidade entre pobreza e saúde, para o grupo de estados de renda mais alta, ou seja, estados do Centro-Sul do Brasil. Para as estatísticas assintótica e semi-assintótica as conclusões são as mesmas da amostra completa dos estados do Brasil, ou seja, há causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza para as duas primeiras defasagens, e bi-causalidade para três, quatro e cinco defasagens. Já quando são considerados os valores críticos corrigidos para amostras finitas com T e N fixos os resultados são diferentes, a 10% de significância, há causalidade da saúde sobre pobreza para as duas

primeiras defasagens, causalidade no sentido contrário para quatro defasagens e não causalidade para as demais. Para o Brasil foi visto que quando considerado a correção dos valores críticos há causalidade da saúde sobre a renda para todas as quatro primeiras defasagens.

Tabela 24: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
	TMI \Rightarrow P0				
W_{HNC}	5,47	9,08	7,75	9,90	14,86
$Z_{N,T}$	10,48	11,75	6,43	6,92	10,34
$\tilde{Z}_{N,T}$	8,70	9,16	4,42	4,16	5,31
$C_{N,T}(0,1)$	1,74	3,18	4,66	6,28	8,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,92	3,45	5,02	6,74	8,82
$C_{N,T}(0,01)$	2,26	3,96	5,69	7,95	9,94
	P0 \Rightarrow TMI				
W_{HNC}	0,49	2,39	7,28	14,09	14,03
$Z_{N,T}$	-1,19	0,65	5,79	11,83	9,47
$\tilde{Z}_{N,T}$	-1,20	0,23	3,93	7,49	4,80
$C_{N,T}(0,1)$	1,74	3,18	4,66	6,28	8,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,92	3,45	5,02	6,74	8,82
$C_{N,T}(0,01)$	2,26	3,96	5,69	7,95	9,94

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Valor entre parênteses na primeira coluna se refere ao nível de significância.

E por fim, a *tabela 25* mostra o teste de causalidade entre renda e saúde, para o grupo de estados do Norte-Nordeste do Brasil. Observa-se que tanto quando considerada a estatística padronizada assintótica ($Z_{N,T}$) e a estatística semi-assintótica ($\tilde{Z}_{N,T}$) há causalidade unidirecional da renda sobre a saúde para as três primeiras defasagens e bi-causalidade para duas últimas defasagens. Por fim, se for levado em consideração a aproximação dos valores críticos corrigidos, e nível de significância de 10%, há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para uma, duas e quatro defasagens, e para as demais não há causalidade. Portanto, em geral as evidências são mais claras para uma causalidade no sentido da saúde sobre a renda.

Tabela 25: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
	TMI \Rightarrow Renda				
W_{HNC}	1,88	3,94	7,30	11,23	13,61
$Z_{N,T}$	2,41	3,76	6,80	9,90	10,55
$\tilde{Z}_{N,T}$	1,82	2,68	4,63	6,09	5,31
$C_{N,T}(0,1)$	1,64	3,01	4,37	5,76	7,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,79	3,23	4,66	6,12	7,65
$C_{N,T}(0,01)$	2,08	3,66	5,21	6,78	8,45
	Renda \Rightarrow TMI				
W_{HNC}	0,80	2,63	3,95	6,74	6,67
$Z_{N,T}$	-0,56	1,22	1,50	3,75	2,05
$\tilde{Z}_{N,T}$	-0,69	0,64	0,65	1,92	0,40
$C_{N,T}(0,1)$	1,64	3,01	4,37	5,76	7,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,79	3,23	4,66	6,12	7,65
$C_{N,T}(0,01)$	2,08	3,66	5,21	6,78	8,45

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Valor entre parênteses na primeira coluna se refere ao nível de significância.

Por fim, a *tabela 26* mostra o teste de causalidade entre pobreza e saúde, para o grupo de estados de renda mais baixa, ou seja, estados do Norte-Nordeste do Brasil, no período de 1981-2007. Os resultados para as estatísticas assintótica e semi-assintótica seguem o padrão do resultado da relação renda e saúde, ou seja, há causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza para as três primeiras defasagens, e bi-causalidade para as demais defasagens. E quando considerada a aproximação dos valores críticos corrigidos para uma amostra pequena com T e N fixos, a conclusão é de que há causalidade unidirecional da saúde para pobreza para todas as defasagens exceto para quinta.

Tabela 26: Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
	TMI \Rightarrow P0				
W_{HNC}	2,05	4,88	9,40	12,87	12,66
$Z_{N,T}$	2,86	5,58	10,12	12,15	9,38
$\tilde{Z}_{N,T}$	2,21	4,15	7,11	7,61	4,64
$C_{N,T}(0,1)$	1,64	3,01	4,37	5,76	7,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,79	3,23	4,66	6,12	7,65
$C_{N,T}(0,01)$	2,08	3,66	5,21	6,78	8,45
	P0 \Rightarrow TMI				
W_{HNC}	0,77	2,47	3,93	9,33	10,01
$Z_{N,T}$	-0,62	0,91	1,46	7,30	6,14
$\tilde{Z}_{N,T}$	-0,75	0,38	0,62	4,33	2,77
$C_{N,T}(0,1)$	1,64	3,01	4,37	5,76	7,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,79	3,23	4,66	6,12	7,65
$C_{N,T}(0,01)$	2,08	3,66	5,21	6,78	8,45

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Valor entre parênteses na primeira coluna se refere ao nível de significância.

Portanto, a análise através do teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) mostra que para o Brasil, para os grupos de estados de renda mais alta e para os de renda mais baixa as evidências são mais claras no sentido causalidade da saúde em direção a renda. Portanto esses resultados diferem dos testes das subseções anteriores. Resultados desse teste dão suporte à teoria que mostra que melhoras na saúde têm papel importante para a renda, seja através de maior produtividade ou do maior estímulo ao investimento em capital físico e humano. Também com dados agregados, sendo que através de uma série de tempo para os EUA, Brinkley (2003) encontra causalidade nesse mesmo sentido. Já comparando esse resultado com um trabalho que utiliza o mesmo método, Chen (2008) encontra uma relação bi-causal para amostra completa e para os países de renda média, e não causalidade para os países de renda baixa, ou seja, para o mesmo método os resultados de causalidade entre renda e saúde são diferentes dos encontrados no presente trabalho.

As formas de se pensar nesse sentido da causalidade, como dito anteriormente, pode

ser tanto através dos efeitos diretos como dos indiretos. Pode ser discutido que a saúde pode ter influenciado a produtividade média e oferta de trabalho nos estados do Brasil. Mas também deve ser destacado o possível papel que a melhor saúde, representada aqui por reduções na mortalidade, implicou em incentivar o investimento em educação, dado que uma maior possibilidade de mortalidade diminui o retorno desse investimento, pensamento análogo para o investimento em capital físico. E ainda, dada que uma menor fecundidade implica em maior renda per capita, reduções da mortalidade nos estados do Brasil podem ter afetado a fecundidade, explicação que pode ser vista tanto em termos individuais através do *trade-off* quantidade-qualidade, como pelo fenômeno da transição demográfica, onde reduções na mortalidade acabam em um último estágio sendo seguidas de reduções na fecundidade, que acaba sendo benéfico para a renda de um determinado lugar. Contudo, esses efeitos diretos e indiretos, e seus mecanismos não são captados no simples modelo bivariado de causalidade analisado aqui.

Portanto, o que pode ser destacada aqui neste trabalho com relação a amostra com os estados do Brasil é que ao se considerar uma estrutura homogênea dos parâmetros nos testes de causalidade as conclusões podem ser enganosas. E assim, no caso deste trabalho para nossa base de dados com os estados do Brasil, no período de 1981 a 2007, as evidências são mais claras para causalidade no sentido da saúde sobre a renda. A *tabela A24*, em anexo, traz um resumo da direção da causalidade entre renda (pobreza) e saúde para os três testes aplicados na amostra com os estados do Brasil.

5.3 ANÁLISE DOS TESTES DE CAUSALIDADE: MUNICÍPIOS DO BRASIL

Esta seção analisa os resultados de dois testes de causalidade propostos por: Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Granger e Huang (1997). Estes testes são aplicados para amostras com municípios do Brasil no período de 1970-2000.

5.3.1 TESTE PROPOSTO POR HOLTZ-EAKIN, NEWEY E ROSEN (1988)

As *tabelas A25 a A35* em anexo trazem os resultados das estimações entre renda e saúde para amostra completa com todos os municípios do Brasil e para divisão da amostra

segundo: regiões do Brasil e quintis da média da renda. Todas essas estimações foram realizadas através do método GMM para painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991).

A *tabela 27* mostra os testes de causalidade entre renda e saúde, e entre pobreza (P0) e saúde, sendo essa última mensurada pela expectativa de vida ao nascer (Exp) e taxa de mortalidade infantil (TMI). Para ambas *proxies* de saúde, a hipótese nula de que renda não Granger causa saúde, e a hipótese de que saúde não Granger causa renda devem ser rejeitadas a 1%. Portanto, com base nesses resultados, há bi-causalidade entre renda e saúde. Nesse caso as evidências são semelhantes às encontradas na amostra dos estados do Brasil, no período de 1981-2007. E ainda, os resultados dessa tabela mostram que a causalidade entre pobreza e saúde também é bidirecional, ou seja, resultados similares aos da causalidade entre renda e saúde.

Tabela 27: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda, pobreza e saúde (TMI e Exp.), municípios do Brasil, 1970-2000.

Hipótese Nula		Renda e Exp	Renda e TMI	P0 e Exp	P0 e TMI
	Def(k)	Wald	Wald	Wald	Wald
Saúde não Granger causa renda	1	6355,12 (0,0000)	3111,72 (0,0000)	5643,87 (0,0000)	3802,23 (0,0000)
Renda não Granger causa saúde	1	1056,60 (0,0000)	980,41 (0,0000)	899,07 (0,0000)	1090,88 (0,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

Contudo, como dito anteriormente, este trabalho tenta controlar as possíveis diferenças de relações de causalidade entre renda e saúde no Brasil. Assim, dada a grande desigualdade regional no país, a *tabela 28* mostra os testes de causalidade entre renda e saúde para cada região do Brasil. Quando a saúde é mensurada pela expectativa de vida ao nascer, em nível de significância de 1%, tanto a hipótese de que renda não Granger causa saúde, como saúde não Granger causa renda, devem ser rejeitadas para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, portanto há bi-causalidade nesses casos. Já para a região Norte há causalidade unidirecional da renda sobre a saúde. Considerando esse mesmo nível de significância, para a região Nordeste há causalidade unidirecional da saúde (expectativa de vida) para a renda, contudo, considerando a tolerância usual (nível de significância de 10%) há bi-causalidade. Entretanto, para essa última região, como mostra a *tabela A27* em anexo, o sinal do coeficiente da defasagem da

renda sobre a saúde se apresenta o contrário do esperado, ou seja, é negativo.

Tabela 28: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste
		Wald	Wald	Wald	Wald	Wald
Exp. não Granger causa renda	1	1,75 (0,1856)	1597,91 (0,0000)	2101,29 (0,0000)	2699,46 (0,0000)	465,84 (0,0000)
Renda não Granger causa Exp.	1	8,14 (0,0043)	4,74 (0,0294)	430,12 (0,0000)	1296,45 (0,0000)	73,57 (0,0000)
TMI não Granger causa renda	1	1,23 (0,2677)	1781,51 (0,0000)	1178,49 (0,0000)	1806,53 (0,0000)	314,78 (0,0000)
Renda não Granger causa TMI	1	12,31 (0,0005)	727,51 (0,0000)	19,09 (0,0000)	390,36 (0,0000)	7,92 (0,0049)

Fonte: Cálculos do autor.

Ainda com relação à *tabela 28*, quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil, os resultados apresentam algumas diferenças em relação ao uso da expectativa de vida. Para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste os resultados são qualitativamente iguais, ou seja, há bi-causalidade entre renda e saúde. Entretanto, para a região Nordeste, diferente do caso anterior, há bi-causalidade entre renda e saúde mesmo a 1%, e ainda, como a *tabela A27* mostra, os coeficientes das estimações apresentam os sinais esperados. Já para a região Norte, apesar de apresentar causalidade unidirecional da renda sobre a saúde (taxa de mortalidade infantil), o sinal do coeficiente da defasagem da renda sobre a saúde é negativo, portanto, o contrário do esperado.

A *tabela 29* mostra os testes de causalidade entre pobreza e saúde para cada região do Brasil, período de 1970-2000. Em termos qualitativos e em nível de significância de 5%, com exceção da região Norte, os resultados são os mesmos dos apresentados na tabela anterior, ou seja, há bi-causalidade entre pobreza e saúde (taxa de mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer) para as regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste. E ainda, assim como na tabela anterior, no Nordeste o sinal do coeficiente do impacto da defasagem da pobreza sobre a saúde, quando esta última é mensurada pela expectativa de vida, não se apresenta como o esperado, ou seja, é positivo como mostra a *tabela A27*.

Tabela 29: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste
		Wald	Wald	Wald	Wald	Wald
Exp. não Granger causa P0	1	84,72 (0,0000)	2151,65 (0,0000)	1970,88 (0,0000)	1989,64 (0,0000)	502,5 (0,0000)
P0 não Granger causa Exp.	1	6,99 (0,0082)	15,92 (0,0001)	462,95 (0,0000)	1275,57 (0,0000)	64,56 (0,0000)
TMI não Granger causa P0	1	75,79 (0,0000)	2573,62 (0,0000)	1281,89 (0,0000)	1537,67 (0,0000)	329,12 (0,0000)
P0 não Granger causa TMI	1	12,41 (0,0004)	752,16 (0,0000)	14,49 (0,0001)	397,83 (0,0000)	9,51 (0,0020)

Fonte: Cálculos do autor.

Contudo, diferente dos resultados da tabela 28, a região Norte apresenta relação bi-causal entre pobreza e saúde, tanto quando esta última é mensurada pela taxa de mortalidade infantil como pela expectativa de vida. Apesar de essa região apresentar causalidade em ambas as direções, alguns dos coeficientes não apresentam o sinal esperado. Quando a saúde é mensurada pela expectativa de vida há uma relação negativa entre a defasagem da saúde e a pobreza, nesse caso o contrário do esperado. Já a relação no sentido contrário de causalidade apresenta o sinal correto, como pode ser observado na *tabela A26*. Ou seja, a saúde causa pobreza com sinal o contrário do esperado, enquanto a pobreza causa saúde com o sinal correto. Resultados similares, sendo que entre crescimento da expectativa de vida e crescimento do PIB per capita, foram encontrados em Hartwig (2009) para os países do OECD, onde os coeficientes das defasagens da formação de capital saúde sobre o crescimento do PIB per capita são robustamente negativos, e os coeficientes da causalidade no sentido contrário são positivos. Contudo, foi visto que no caso da região Norte essa relação entre renda e saúde não foi verificada.

Já quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil, apesar da região Norte apresentar bi-causalidade entre pobreza e saúde, a *tabela A26* mostra que tanto relação entre a defasagem da pobreza e saúde assim como o sinal do coeficiente da causalidade no sentido contrário apresentam os sinais contrários do esperado, ou seja, ambos negativos.

Foi visto no capítulo anterior que mesmo dentro de uma região há grande desigualdade nos indicadores de renda e saúde. Portanto, como foi explicado no capítulo anterior, este trabalho também explora as possíveis diferenças nas relações de causalidade dividindo os municípios por faixas de renda, assim como foi feito neste trabalho para os estados do Brasil e também no trabalho de Chen (2008) em sua análise com a amostra entre países.

Assim, a *tabela 30* mostra as relações de causalidade entre renda e saúde por *quintis* da média da renda de 1970-2000. Nota-se que em nível de significância de 1%, a maior parte dos casos apresenta relação bidirecional entre renda e saúde. A exceção é quando a saúde é mensurada pela expectativa de vida ao nascer para o 2º quintil da média da renda, onde neste caso há relação unidirecional da saúde sobre a renda. Entretanto, apesar da relação bi-causal, a *tabela A31* mostra que para o 1º quintil da média da renda, o coeficiente da defasagem da renda (e pobreza) sobre a saúde mensurada pela expectativa de vida é negativo (positivo), ou seja, o contrário do esperado. O mesmo não acontece quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil, onde há relação bi-causal entre renda e saúde e os sinais dos coeficientes são como o esperado.

Tabela 30: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre renda e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	1°	2°	3°	4°	5°
		Wald	Wald	Wald	Wald	Wald
Exp. não Granger causa renda	1	870,52 (0,0000)	607,78 (0,0000)	1973,84 (0,0000)	131,85 (0,0000)	522,99 (0,0000)
Renda não Granger causa Exp.	1	17,1 (0,0000)	1,28 (0,2582)	129,81 (0,0000)	2057,83 (0,0000)	1517,21 (0,0000)
TMI não Granger causa renda	1	1302,62 (0,0000)	725,29 (0,0000)	1330,24 (0,0000)	1465,02 (0,0000)	1502,87 (0,0000)
Renda não Granger causa TMI	1	535,26 (0,0000)	217,23 (0,0000)	82,39 (0,0000)	131,82 (0,0000)	1132,41 (0,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

Já a *tabela 31* mostra os resultados de causalidade entre pobreza e saúde. Os resultados são bastante similares aos apresentados na relação de causalidade entre renda e saúde. Pode ser observado que a única diferença é que em nível de significância de 1% e 5% há causalidade unidirecional da saúde para a renda para o primeiro quintil, a 10% de

significância os resultados permanecem iguais, em termos qualitativos, dos apresentados na tabela anterior.

Tabela 31: Teste de causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) entre pobreza e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	1°	2°	3°	4°	5°
		Wald	Wald	Wald	Wald	Wald
Exp. não Granger causa P0	1	1351,38 (0,0000)	643,57 (0,0000)	2220,93 (0,0000)	1975,85 (0,0000)	553,88 (0,0000)
P0 não Granger causa Exp.	1	3,69 (0,0548)	0,55 (0,4591)	131,86 (0,0000)	551,4 (0,0000)	602,77 (0,0000)
TMI não Granger causa P0	1	1758,45 (0,0000)	610,02 (0,0000)	1248,28 (0,0000)	1220,09 (0,0000)	427,52 (0,0000)
P0 não Granger causa TMI	1	521,82 (0,0000)	198,37 (0,0000)	81,59 (0,0000)	142,19 (0,0000)	553,88 (0,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

Portanto, com a base de dados com os municípios do Brasil, os resultados com o teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) mostram que relação de causalidade predominante entre renda (e pobreza) e saúde é bidirecional, seja com a amostra completa do Brasil, por regiões ou por faixas de renda. Resultados de bi-causalidade entre renda e saúde utilizando este teste também foram encontrados na seção anterior para os estados do Brasil e no trabalho de Chen (2008).

5.3.2 TESTE PROPOSTO POR GRANGER E HUANG (1997)

Esta seção mostra os resultados do teste de Granger e Huang (1997), através das previsões fora da amostra, aplicado para a base de dados com os municípios brasileiros.

Segundo Weinhold e Reis (2001) esse teste através da geração de previsões fora da amostra é bastante apropriado para amostras com uma dimensão temporal curta. E em casos que a análise apresenta dados com periodicidade pelo menos quinquenal, até uma dimensão temporal bastante curta não é um problema (no caso dos autores $T=3$), já para esse caso o teste consegue captar bem a dinâmica de longo prazo. E ainda, que a escolha entre modelos é preferível ser feita com previsões fora da amostra, já que com dados em painel o ajuste dentro

da amostra e a correlação contemporânea são elevados, ocorrendo tanto pela variabilidade das *cross-section* como das séries temporais. Seguindo esta idéia, este teste seria preferível ao teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) que é realizado através de ajustes dentro da amostra.

A *tabela 32* mostra o teste de causalidade entre renda (e pobreza) e saúde para o Brasil. Observa-se que diferente do teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), os resultados neste caso depende de qual *proxy* para saúde está sendo considerada. No caso da saúde ser mensurada pela expectativa de vida ao nascer, em nível de significância de 1%, há bi-causalidade entre renda e saúde, e também entre pobreza e saúde. Contudo, quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil, há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda. Comparando esse último caso com a base de dados com os estados do Brasil no período de 1981-2007, os resultados foram exatamente o oposto, onde no caso da seção anterior foi mostrado que a causalidade é unidirecional da renda sobre a saúde. Cabe discutir, para esse caso dos municípios que a taxa de mortalidade infantil pode não estar representando bem a saúde da população, sendo mais bem representada pela expectativa de vida. E também que esses resultados podem estar sendo influenciados pela hipótese assumida de que todos os coeficientes de estimação da relação de causalidade no Brasil são iguais.

Tabela 32: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda, pobreza e saúde (TMI e Exp.), municípios do Brasil, 1970-2000.

Hipótese Nula		Renda e Exp	Renda e TMI	P0 e Exp	P0 e TMI
	Def(k)	t	t	t	t
Saúde não Granger causa renda	1	-12,87 (0,0000)	-2,74 (0,0031)	-15,66 (0,0000)	-11,6 (0,0000)
Renda não Granger causa saúde	1	-27,23 (0,0000)	17,67 (1,0000)	-33,28 (0,0000)	7,15 (1,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

Assim, além de testar as diferenças de causalidade entre as regiões do Brasil, a *tabela 33* pode dar robustez aos resultados. Percebe-se que há diferenças com relação aos resultados apresentados pelo teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Quando a saúde é mensurada pela expectativa de vida ao nascer, a região Norte apresenta relação bi-causal entre renda e saúde, diferente do teste anterior em que apresentou causalidade unidirecional da renda sobre a saúde. Já no Nordeste os resultados mostram que não há causalidade entre renda e saúde, diferente do resultado do teste anterior que apresentou bi-causalidade. Já para as

demais regiões os resultados são qualitativamente os mesmos dos apresentados pelo outro teste.

Já quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil, para as regiões Sul, Centro-Oeste e Norte, no que se refere à direção da causalidade, todas apresentam resultado semelhantes ao do uso da expectativa de vida como proxy de saúde. Já para a região Nordeste, com o uso da taxa de mortalidade infantil, há evidências de causalidade bidirecional entre renda e saúde, resultado bem diferente da não causalidade apresentado com o uso da expectativa de vida. E para a região Sudeste os resultados mostram causalidade na direção da renda sobre a saúde. Esse último fato pode estar ocorrendo devido a taxa de mortalidade infantil não estar captando bem a saúde média da população, e sim somente a saúde na infância. E devido as crianças não contribuírem para renda familiar, supondo também que a saúde delas não afete a oferta de trabalho dos pais, se espera causalidade unidirecional no sentido da renda para saúde (CRESPO; REIS, 2008).

Tabela 33: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste
		t	t	t	t	t
Exp. não Granger causa renda	1	-4,78 (0,0000)	-0,82 (0,2061)	-18,40 (0,0000)	-11,6 (0,0000)	-6,66 (0,0000)
Renda não Granger causa Exp.	1	-6,54 (0,0000)	11,24 (1,0000)	-9,18 (0,0000)	-16,3 (0,0000)	-10,12 (0,0000)
TMI não Granger causa renda	1	-1,95 (0,0261)	-5,11 (0,0000)	-7,21 (0,0000)	-1,05 (0,1469)	-1,8 0,0362
Renda não Granger causa TMI	1	-10,87 (0,0000)	-3,62 (0,0000)	-8,92 (0,0000)	-13,67 (0,0000)	-11,66 (0,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

A *tabela 34* mostra o teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza e saúde por regiões do Brasil. Primeiramente, quando a saúde é mensurada pela esperança de vida ao nascer, para quase todas as regiões (Norte, Sul, Sudeste e Centro-Oeste), qualitativamente, os resultados são os mesmos da tabela anterior, ou seja, há relação bi-causal entre pobreza e saúde. Já para a região Nordeste há causalidade unidirecional da saúde sobre a pobreza, diferente da tabela anterior que mostrou que não havia causalidade entre renda e

saúde. Cabe lembrar que divergências nos resultados de causalidade entre renda e saúde e entre pobreza e saúde podem ocorrer devido à desigualdade de renda. Ou seja, podemos supor neste caso do Nordeste que, já que a esperança de vida ao nascer não causa renda, a causalidade da esperança de vida sobre a pobreza se dá através de efeitos sobre a distribuição de renda.

Quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil, com exceção do Sudeste, os resultados são qualitativamente semelhantes aos da tabela anterior, ou seja, há relação bi-causal entre pobreza e saúde. Para o Sudeste também há relação bi-causal entre pobreza e saúde, nesse caso, resultado diferente da relação unidirecional da renda sobre a saúde. Logo, esse último fato contradiz a suposição que a taxa de mortalidade infantil estaria apenas representando bem a saúde na infância, já que nesse caso também se esperaria causalidade no sentido da pobreza para a saúde (TMI). E cabe lembrar que as diferenças de resultados comparados à relação de causalidade entre renda e saúde devem estar relacionadas ao impacto da desigualdade de renda sobre a pobreza e também da relação entre saúde e desigualdade de renda.

Tabela 34: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza e saúde, municípios por regiões do Brasil, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste
		t	t	t	t	t
Exp. não Granger causa P0	1	-7,87 (0,0000)	-10,97 (0,0000)	-24,91 (0,0000)	-13,45 (0,0000)	-10,17 (0,0000)
P0 não Granger causa Exp.	1	-7,44 (0,0000)	7,92 (1,0000)	-9,18 (0,0000)	-21,65 (0,0000)	-11,48 (0,0000)
TMI não Granger causa P0	1	-4,59 (0,0000)	-17,63 (0,0000)	-15,43 (0,0000)	-5,17 (0,0000)	-4,55 (0,0000)
P0 não Granger causa TMI	1	-12,18 (0,0000)	-2,43 (0,0076)	-9,05 (0,0000)	-17,04 (0,0000)	-12,58 (0,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

Dada a grande desigualdade em indicadores de renda e saúde dentro de uma mesma região, e assim para dar mais robustez aos resultados, assim como foi feito na subseção anterior, é testado causalidade entre renda (e pobreza) e saúde para os grupos de municípios segundo faixas de renda, mostrado na *tabela 35*. Quando a saúde é mensurada pela esperança

de vida ao nascer, os resultados mostram que há bi-causalidade entre renda e saúde com exceção do grupo do 1º quintil da média da renda. Assim, há duas diferenças em relação ao teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). A primeira é que o teste da subseção anterior mostrou relação unidirecional da saúde sobre a renda para o grupo do segundo quintil. E a outra diferença se refere ao grupo do primeiro quintil, enquanto o teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) mostra relação bi-causal entre renda e saúde – sendo que o coeficiente ligado a causalidade da renda sobre a saúde apresenta sinal negativo que é o contrário do esperado – no caso do teste de Granger e Huang (1997) há causalidade apenas da saúde sobre a renda.

Já quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil os resultados são similares aos apresentados no teste do Holtz-Eakin Newey e Rosen (1988), ou seja, há relação bi-causal entre renda e saúde. A exceção se dá no grupo do 2º quintil, enquanto o teste da seção anterior mostrou relação bi-causal, pode ser observado que este teste apresenta relação unidirecional da renda sobre a taxa de mortalidade infantil.

Tabela 35: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	1º	2º	3º	4º	5º
		t	t	t	t	t
Exp. não Granger causa Renda	1	-7,82 (0,0000)	-2,91 (0,0018)	-13,81 (0,0000)	-16,02 (0,0000)	-12,38 (0,0000)
Renda não Granger causa Exp.	1	14,54 (1,0000)	-6,63 (0,0000)	-11,8 (0,0000)	-13,44 (0,0000)	-15,42 (0,0000)
TMI não Granger causa Renda	1	-9,7 (0,0000)	-0,74 (0,2297)	-3,96 (0,0000)	-5,7 (0,0000)	-5,63 (0,0000)
Renda não Granger causa TMI	1	-4,9 (0,0000)	-3,33 (0,0004)	-5,08 (0,0000)	-8,53 (0,0000)	-8,63 (0,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

E por fim, a *tabela 36* mostra o teste entre pobreza e saúde para os grupos de municípios classificados por faixas de renda. Pode ser percebido que, quando considerada a esperança de vida, há relação bi-causal entre pobreza e saúde em todos os casos, um pouco diferente do apresentado na relação entre renda e saúde, já que foi observada na tabela

anterior que há uma exceção de bi-causalidade no grupo de municípios do 1º quintil da média da renda, onde para este caso há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda. Quando a saúde é mensurada pela taxa de mortalidade infantil também há relação bi-causal entre pobreza e saúde, sendo que com uma exceção de causalidade da mortalidade infantil sobre a pobreza no grupo de renda do 2º quintil da média da renda. Nesse grupo é também onde se encontra a diferença com relação à tabela anterior que mostrou causalidade da renda sobre a mortalidade infantil.

Tabela 36: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza e saúde, municípios por quintis da média da renda, 1970-2000.

Hipótese Nula	Def.(k)	1°	2°	3°	4°	5°
		t	t	t	t	t
Exp. não Granger causa P0	1	-12,52 (0,0000)	-6,34 (0,0000)	-14,32 (0,0000)	-16,04 (0,0000)	-8,93 (0,0000)
P0 não Granger causa Exp.	1	-3,51 (0,0000)	-11,27 (0,0000)	-12,82 (0,0000)	-18,37 (0,0000)	-21,1 (0,0000)
TMI não Granger causa P0	1	-18,96 (0,0000)	-8,52 (0,0000)	-6,5 (0,0000)	-7,47 (0,0000)	-4,95 (0,0000)
P0 não Granger causa TMI	1	-1,97 (0,0245)	-1,06 (0,1447)	-4,94 (0,0000)	-11,06 (0,0000)	-11,07 (0,0000)

Fonte: Cálculos do autor.

Em síntese, com a base de dados com os municípios do Brasil, os resultados com o teste proposto por Granger e Huang (1997) mostram que, exceto para determinados casos e *proxies* de saúde, a relação de causalidade predominante entre renda (e pobreza) e saúde é bidirecional, tanto com a amostra completa do Brasil, como a separação por regiões ou por faixas de renda. E assim, as conclusões qualitativas gerais são similares as obtidas com o teste de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Portanto, resultados de bi-causalidade, apoiada pela teoria e em alguns casos empíricos como Chen (2008) e Erdil Yetkiner (2009).

CONCLUSÃO

Este trabalho teve o objetivo principal de analisar a relação de causalidade entre renda e saúde, buscando controlar as potenciais diferenças dessa relação ao longo do território brasileiro. Foram aplicados três testes de causalidade no sentido de Granger, propostos respectivamente por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Granger e Huang (1997) e Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004,2005) para os estados brasileiros no período de 1981-2007. E as duas primeiras abordagens foram aplicadas para os municípios brasileiros no período de 1970-2000.

Contudo, inicialmente o trabalho procurou fazer uma análise de estatísticas descritivas de indicadores de renda e saúde. Para a base de dados com os estados do Brasil foi mostrado que na maioria dos estados ocorreram aumentos na renda domiciliar *per capita* no período 1981-2007, onde onze estados do Brasil tiveram crescimento acima de 70%. E essas melhoras da renda foram seguidas importantes reduções na pobreza. Contudo, os estados da região Norte tiveram desempenhos ruins, alguns com crescimento negativo, refletindo também crescimento na pobreza. Já nos últimos anos até mesmo para estados da região Norte houve importantes aumentos na renda e reduções na pobreza. Já a taxa de mortalidade na infância apresentou expressivas reduções, entre 1981-2007, para praticamente todos os estados, inclusive os da região Norte. Contudo, há ainda forte desigualdade em indicadores de renda e saúde, onde as piores situações se encontram nos estados da região Norte e Nordeste.

Também com a base de dados com os municípios brasileiros no período de 1970-2000, mostrou-se que saúde e renda apresentaram melhoras. Sem exceção, a média da renda e da pobreza dos municípios do Brasil, e por regiões, aumentaram entre 1970-2000, sendo de aumento expressivo entre 1970 e 1980, queda entre 1980 e 1991, e aumento entre 1991 e 2000. Diferente da renda e da pobreza, a evolução temporal de indicadores de saúde (expectativa de vida e taxa de mortalidade infantil), apesar de também apresentarem expressivas melhoras, ocorreu de maneira mais uniforme entre o período de 1970-2000. Porém, as desigualdades nos indicadores de renda e saúde entre os municípios são ainda mais altas, ocorrendo piores situações para as regiões Norte e Nordeste, contudo, havendo forte desigualdade mesmo dentro de regiões como Sul e Sudeste.

Ainda com relação às estatísticas descritivas, mostrou-se através de dados agrupados que tanto com a base de dados dos municípios como dos estados do Brasil, em geral as correlações contemporâneas e com as defasagens se mostraram como o esperado, ou seja,

uma relação estatisticamente significativa positiva entre saúde e renda, e negativa entre saúde e pobreza. Também foi feita a análise de correlação contemporânea para cada estado do Brasil, e mostrou-se também que a maioria das unidades apresentava a relação negativa (positiva) esperada entre mortalidade e renda (pobreza), sendo que os estados da região Norte apresentaram uma relação positiva entre renda e mortalidade, sendo em alguns destes coeficientes estatisticamente insignificantes. Contudo, correlação não indica causalidade.

Na análise de causalidade houve situações distintas entre a base de dados com os estados e a base com os municípios. Primeiramente com relação à análise com os estados do Brasil, no período de 1981-2007, o método de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) apontou causalidade bidirecional: para o Brasil, para o grupo de estados de renda mais alta (Centro-Sul) e para o grupo de estados de renda mais baixa (Norte-Nordeste). Já as evidências com o teste de Granger e Huang (1997) foram de causalidade unidirecional da renda sobre a saúde pra o Brasil, causalidade unidirecional da saúde sobre a renda nos estados de renda mais alta e não causalidade para o grupo de estados de renda mais baixa. Contudo, no teste que considera a heterogeneidade de causalidade entre as unidades individuais – o teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) - as evidências são mais claras para causalidade no sentido da saúde sobre a renda tanto para o Brasil, como para o grupo de estados de renda mais alta e o de renda mais baixa. Já para a base de dados com os municípios do Brasil no período de 1970-2000, com algumas exceções, os resultados em geral mostraram que a relação entre renda (pobreza) e saúde é bi-causal.

Relação bidirecional apresentada com os dois testes aplicados a base dos municípios, está de acordo com resultados gerais encontrados em Chen (2008) e Erdil e Yetkiner (2009). Essa relação dá suporte a teoria que defende que tanto há uma relação de uma causalidade da renda sobre a saúde – através da maior renda de estados ou municípios, e assim de sua população, trazer a possibilidade das pessoas adquirirem bens e serviços ligados à saúde e também permitir o estado investir em serviços públicos que afetem a saúde da população – como da saúde sobre a renda – já que uma melhor saúde afeta a renda diretamente através de aumentos da produtividade e indiretamente através de maior acumulação de capital.

A relação bidirecional entre renda e saúde também pode dar explicações empíricas para modelos teóricos de múltiplos equilíbrios como os de Chen (2008) e Chakraborty (2004), estes que sugerem que uma curta expectativa de vida traz um desincentivo a poupança, e assim, reflete em baixa renda, e, de maneira simultânea, lugares com baixa renda (e nível alto de pobreza) com baixo nível inicial de capital se encontram numa armadilha onde a população

tem baixa expectativa de vida. Portanto, pode surgir uma armadilha da pobreza, onde estados e municípios tem baixa renda (e alta pobreza) porque possuem população com saúde precária, e possuem população com saúde precária porque tem baixa renda (alta pobreza), ou seja, um mecanismo de autorreforço da pobreza.

Assim, a bi-causalidade pode ter implicações políticas. Dado um círculo virtuoso entre renda e saúde, políticas para aumentar ainda mais a renda podem ser implementadas com o intuito de melhorar a saúde da população e novamente a renda, e vice-versa. Mas também como defende Sala-i-Martin (2005) a bi-causalidade entre renda e saúde indica que não se pode resolver um problema de baixa renda e alta pobreza sem se resolver problemas de saúde precária e vice-versa. Isso ocorre porque, por exemplo, políticas que visem aumentar a renda e diminuir a pobreza, sejam através de melhoras no sistema educacional, estímulos de investimento em capital físico e transferência de renda, não serão eficazes, já que as pessoas que possuem saúde precária e baixa expectativa de vida não terão estímulos para investir em capital humano e para poupar. Assim como políticas de saúde para serem efetivas devem incorporar melhoras na renda da população. Isso se deve ao fato de que políticas públicas para melhorar a saúde dos mais pobres poderão não ter os efeitos esperados se essa população pobre continua com alimentação inadequada, vivendo em condições inadequadas de habitação, já que neste caso estarão mais propensos a sofrerem choques negativos de saúde.

Contudo, com a base de dados com os estados do Brasil, as conclusões seguem os resultados do teste que controla a heterogeneidade da relação causal dentre de um mesmo grupo - o teste de causalidade proposto por Hurlin (2003) e Hurlin (2004, 2005) – esses que mostraram causalidade da saúde sobre a renda. Nesse caso os resultados dão suporte à teoria que mostra que melhoras na saúde, representadas neste caso por reduções na mortalidade, têm papel importante para a renda, seja através de maior produtividade ou do maior estímulo ao investimento em capital físico e humano. Resultados de causalidade nessa direção são encontrados em Brinkley (2003) numa série de tempo para os EUA. Para a causalidade nessa direção as políticas públicas seriam mais favoráveis em melhorar a saúde para afetar a renda. E também dada a heterogeneidade, a eficiência e efetividade de políticas de renda e saúde podem diferir entre os estados. Além disso, diante de alguns diferentes resultados ao considerar proporção de pobres (P0), políticas públicas que visem também diminuir a pobreza deve levar em conta os efeitos distributivos da saúde para implementação dessas políticas.

Portanto, os resultados não são todos consensuais. E ainda deve-se tomar cuidado ao interpretar tais resultados. Por exemplo, a não causalidade da renda sobre a saúde apresentada

no teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) não significa que a renda não tenha efeito sobre a saúde. Indica apenas que se tal relação existe, ela não pode ser identificada neste teste que segue a abordagem de causalidade no sentido de Granger.

Algumas limitações dentro do próprio trabalho podem ser eliminadas em trabalhos futuros. Uma delas se refere a considerar questões espaciais para a base de dados municipal. Para o teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) os momentos exatos da estatística Wald individual pode ser estimado usando *bootstrapping*. Por fim, para um melhor entendimento da relação de causalidade entre renda e saúde é importante também a abordagem de testes que utilizem microdados. Também aplicar testes que permitam medir o efeito da saúde sobre a renda e vice-versa podem ser relevantes, já que causalidade poderia ter conclusões diferentes se magnitude dos efeitos é pequena. E por fim, como extensão deve ser ressaltada a importância de analisar especificamente os benefícios de políticas públicas na relação entre renda e saúde. Nesse caso, entender o papel de fatores indiretos como, por exemplo, a educação, nessa relação é de fundamental importância. E no caso de se analisar políticas públicas para redução da pobreza é necessário conhecer também relação entre desigualdade de renda e saúde, para o entendimento dos efeitos destas políticas.

REFERÊNCIAS

- ADAMS, P. ; HURD, M. D.; McFADDEN, D.; MERRILL, A. and RIBEIRO T. Healthy, Wealthy and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status. **Journal of Econometrics**, v. 112, p. 3-56, 2003.
- ALDERMAN, H.; BEHRMAN, J.; LAVY, V.; MENON, R. Child nutrition, child health and school enrollment: a longitudinal analysis. Washington: The World Bank Policy Research Department, Jan. 1997 (Policy Research Working Paper, n. 1.700).
- ALMEIDA, C., TRAVASSOS, C., PORTO, S., LABRA, M.E.A. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. **International Journal of Health Services**, Farmingdale, NY, v.30, n.1, p.129-162, 2000.
- ALVES, L.F.E.. *Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil*. 2002. 142f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002.
- 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., BELUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. **Economics and Human Biology**, v.2, n. 3, p.391-410, 2004.
- ARELLANO, M. & BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.
- AZARIADIS, C.; STACHURSKI, J. (2004), "Poverty Traps", In: Philippe Aghion and Steven Durlauf, (eds): **Handbook of Economic Growth**, 2004.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester: John Wiley & Sons, 2003.
- BARRO, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, p. 407-443, 1991.
- BARRO, R. J. e SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, p. 223-251, 1992.
- BEBCZUK, R.; BURDISSO, T.; CARRERA, J.; SANGIÁCOMO, M. (2010). A new look into credit procyclicality: International panel evidence. BIS CCA Conference, 2010.
- BHARGAVA, A.; JAMISON, D. T.; Lau, L. and Murray, C.J.L. Modeling the Effects of Health on Economic Growth. **Journal of Health Economics**, v. 20, p. 423-440, 2001.
- BLOOM, D.; CANNING, D.; SEVILLA, J. Geography and Poverty Traps. **Journal of Economic Growth**, v. 8, p. 355-378, 2003.

BLOOM, D. E.; CANNING D. and SEVILLA J. The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach. **World Development**, v. 32, n.1, p. 1-13, 2004.

BLOOM, D. E.; CANNING, D. Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence, mimeo, Harvard School of Public Health, 2005.

BRINKLEY G. L. The macroeconomic impact of improving health: investigating the causal direction. UC Davis, mimeo, 2003.

CAMELO, R. S.; TAVARES, P. A.; SAIANI, C.C.S. Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o Programa Bolsa Família. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, Anpec, 2009.

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, Equador, Guatemala, Jamaica, Mexico e Peru. Washington, DC.: The World Bank: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento: Organização Panamericana de Saúde, 1999. P.1-82.

CHAKRABORTY, S. Endogenous Lifetime and Economic Growth. **Journal of Economic Theory**, v. 116, p. 119-37, 2004.

CHAKRABORTY, S.; PAPAGEORGIU, C.; PEREZ-SEBASTIAN, F. Diseases and Development. **working papers**, Department of Economics, Louisiana State University, 2005.

CHEN, W. **Three essays on the health and wealth of nations**. PhD dissertation, University of Victoria, 2008.

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

CROIX, D.; Licandro, O. Life Expectancy and Endogenous Growth. **Economics Letter**, v. 65, p. 255-63, 1999.

DEVLIN, N.; HANSEN, P. Health Care Spending and Economic Output: Granger Causality, **Applied Economics Letters**, v. 8, p.561-64, 2001.

DOI, T. Poverty traps with Local Allocation Tax grants in Japan. **Spring Meeting of the Japanese Economic Association**, 2009.

DOPPELHOFER, G.; MILLER R. and SALA-I-MARTIN X. Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. **American Economic Review**, v. 94, n. 4, p. 813-835, 2004.

DUARTE, G., SAMPAIO, B. e SAMPAIO, Y. A Bolsa Família: Impactos do programa sobre os gastos com alimentos de famílias. **Fórum BNB de Desenvolvimento**, Fortaleza, 2007.

ERDIL E. and YETKINER, I. H. The Granger-causality between health care expenditure and output: a panel approach. **Applied Economics**, v. 41, n.4, p. 511-518, 2009.

FIGUEIREDO, L. & NORONHA, K. & ANDRADE, M. Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros. **Texto para discussão**, n. 219, UFMG/Cedeplar, 2003.

FOGEL, R. W. New findings on secular trends in nutrition and mortality: some implications for population theory. In ROSENZWEIG MR, STARK O.(eds). **Handbook of population and family economics**. Vol.1A Amsterdam, Elsevier Science, 1997: 443-481.

GLEWWE, P. Why does mother's schooling raise child health in developing countries? **The Journal of Human Resources**, v. 34, n.1, p.124-159, 1999.

GOMES-NETO, J. B.; HANUSHEK, E. A.; LEITE, R. H.; FROTA, R. C. Health and schooling: evidence and policy implications for developing countries. **Economics of Education Review**, v. 16, n.3,p. 271-282, 1997.

Graham, Bryan S., and Jonathan R. W. Temple (2004), "Rich Nations, Poor Nations: How Much Can Multiple Equilibria Explain?" Unpublished manuscript (revised version of CEPR discussion paper 3046).

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**,v. 37, p. 424-438, 1969.

GRANGER, C. W. J. e HUANG, L. **Evaluation of Panel Data Models: Some suggestions from Time Series**, Mimeo.U.C. San Diego, 1997.

HANSEN, P.; KING, A. The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach. **Journal of Health Economics**, v. 15, p. 127-37, 1996.

HARTING,J. Is health formation good for long-term economic growth? – Panel Granger-causality evidence for OECD countries. **Journal of Macroeconomics**, v. 32, p. 314-325, 2010.

HOFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, v.8, n.1, p.55-81, 2006.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. e ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data, **Econometrica**, vol. 56, pp. 1371-1395, 1988.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**, Cambridge University Press, 2003.

HURLIN, C. Testing Granger Causality in Heterogeneous Panel Data Models with Fixed Coefficients. **Working Paper # 2004-05**, Laboratoire d'Economie d'Orleans, 2004.

HURLIN, C. Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients. **Revue Economique**, v. 56, p. 1-11, 2005.

HURLIN, C. Testing for Granger causality in heterogeneous panels. **Working Paper**. Laboratoire d'Economie d'Orleans, 2008.

HURLIN, C.; VENET, B. Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients, Miméo, University Paris IX, 2001.

HURLIN, C.; VENET, B. Financial Development and Growth: A Re-Examination using a Panel Granger Causality Test, **Document de REcherche du LEO**; No.2004-18, 2004.

HURLIN, C; VENET, B. Financial Development and Growth: a re-examination using a panel Granger causality test, **Working Papers No.halshs-00319995_v1**, Hyper Article en Ligne, Sciences de l'Homme et de la Société, 2008.

IBGE. Síntese de Indicadores Sociais: Uma análise das condições de vida da população brasileira. IBGE, 2005.

IM, K.S., PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

IVASCHENK, O. The patterns and determinants of longevity in Russia's regions: Evidence from panel data. **Journal COMPARATIVE ECONOMICS**, v. 33, p.789-813, 2005.

KALEMLI-OZCAN, S., RYDER, H.; WEIL, D. Mortality Decline, Human Capital Investment and Economic Growth. **Journal of Development Economics**, v. 62, p.1-23, 2000.

KALEMLI-OZCAN, S. Does Mortality Decline Promote Economic Growth? **Journal of Economic Growth**, v. 7, p.411-439, 2002.

KALEMLI-OZCAN, S. A Stochastic Model of Mortality, Fertility, and Human Capital Investment. **Journal of Development Economics**, v. 70, p.103-118, 2003.

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

KASSOUF, A.L. Rendimentos perdidos por trabalhadores em condições inadequadas de saúde. **Economia Aplicada**. São Paulo, v.3, n.2, p.239-262, 1999.

KNOWLES, S.; OWEN, D.P. Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model. **Economics Letters**, v.48, p. 99-106, 1995.

LAURENTI R.; JORGE M.H.P. DE M.; LEBRÃO M. L. e GOTLIEB S.L.D. **Estatísticas de Saúde**. 2ed.São Paulo: EPU, 2005.

LEVIN, A. LIN, C.F.CHU, C. S. J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic AN Finite sample Properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

LORENTZEN,P.; McMILLAN J. e WACZIARG R. Death and Development, **NBER Working Paper Series**, nº 11620, Cambridge, 2005.

MACHADO, D. C. Efeitos da saúde na idade de entrada à escola. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 38, p. 67–95, 2008.

MACINKO, J., GUANAIS, F., SOUZA, M. F.M. Evaluation of the impact of family health program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 60, p. 13–19, 2006.

MELTZER, D. Mortality Decline, the Demographic Transition and Economic Growth. Ph.D. Dissertation, University of Chicago, 1992

MENDONÇA, M. e SEROA DA MOTTA, R. Saúde e saneamento no Brasil. **Texto para discussão**, n. 1081, IPEA, 2005.

MICHAUD, Pierre-Carl.; van SOEST A. “Health and Wealth of Elderly Couples: Causality Tests Using Dynamic Panel Data Models”, Rand Labor and Population, **Working Paper**, wr-191, September 2004.

MIKHED, V.; ZEMCIK, P. "Testing for Bubbles in Housing Markets: A Panel Data Approach. **Journal of Real Estate Finance and Economics**. v. 38, p. 366-386, 2009.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Avaliação do Programa Bolsa-Alimentação – Primeira Fase**. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2004.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Avaliação do Program Bolsa-Alimentação – Segunda Fase**. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2005.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Saúde da família no Brasil: uma análise de indicadores selecionados: 1998-2005/2006** / Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Atenção Básica – Brasília: Ministério da Saúde, 2008.

MONTEIRO, C. A., BENICIO, M. H., KONNO, S. C., SILVA, A. C. F., LIMA, A. L. L., CONDE, W. L. Causas do declínio da desnutrição infantil no Brasil, 1996-2007. **Revista de Saúde Pública**, v.43, p.35-43, 2009.

NAIR-REICHERT, U. e Weinhold, D. Causality Tests for Cross-Country Panels: A New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 63, 153-171, 2001.

NORONHA, K; ANDRADE, M. Social inequality in the Access to health care services in Brazil In: **LATIN AMERICAN MEETING OF THE ECONOMETRIC SOCIETY**, 2002, São Paulo.

NORONHA, K; ANDRADE, M. A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil. **XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, Anpec, 2004.

POSNETT, J. and HITIRIS, T. The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries. **Journal of Health Economics**, v. 11, p. 173-81, 1992.

PRITCHETT, L. and SUMMERS, L.H. Wealthier is Healthier. **Journal of Human Resources**, v. 31, p 841-68, 1996.

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

ROCHA S. Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. Revista **Economia Contemporânea**, v.9, p. 153-185, 2005.

ROCHA, B. de P e NAKANE, M. I. Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: evidências de causalidade em um painel para o Brasil. **XXXV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, Anpec, 2007.

RUGER, P., JAMISON, D., BLOOM, D.; CANNING, D. Health and the Economy, in **International Public Health: Diseases, Programs, Systems and Policies**, eds. Merson, M., Black, B., and A. Mills, 601-47, Jones and Bartlett Publishers: MA, 2001.

SALA-I-MARTIN, X. Health and Economic Growth Findings and policy implications. In LÓPEZ-CASANOVA; Guillem; RIVERA, Berta; CURRAIS, Luis (eds.): **Health and Economic growth: findings and policy implications**, 2005.

SCHULTZ, T.P. Wage gains associated with height as a form of health human capital. **American Economic Review**, v.92, p.349-353, 2002.

SIMÕES, C. C. da S. **Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma Análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos**. Brasília, 2002.

SOARES, F.V.; RIBAS, R.P.; OSÓRIO, R.G. Evaluating the impact of Brazil's Bolsa Família: cash transfer programmes in comparative perspective. **Evaluation Note** n° 1, International Poverty Center, PNUD, 2007.

SOARES, F.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. **Texto para discussão**, n° 1228, Brasília: IPEA, 2006.

SOARES, R. R. Fertility and schooling after the demographic transition. Unpublished manuscript, University of Maryland, 2003

SOARES, R. R. (2005). Mortality Reductions, Educational Attainment, and Fertility Choice. **American Economic Review**, v. 95, p. 580-601, 2005.

SOARES, R. R. The effect of longevity on schooling and fertility: evidence from the Brazilian Demographic and Health Survey. **Journal of Population Economics**, v.19, n.1, p. 71-97, n.1, 2006.

SOARES, R. R. Health and the Evolution of Welfare across Brazilian Municipalities, **Journal of Development Economics**, v.84, p. 590-608, 2007.

SZWARCWALD, C.L.; LEAL, M. do C.; ANDRADE, C.L.T. de; SOUZA, P.R.B. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, p.1725-1736, 2002

TAVARES, P.A.; PAZELLO, E.T.; CAMELO, R.S.; FERNANDES, R. Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n.1, 2009.

TEJADA, C.; JACINTO P.; SANTOS, A.; SEQUEIRA, C. Mortalidade e condições socioeconômicas em Alagoas: 1981-2004. *Anais do VI Encontro Regional da Abet*, João Pessoa, 2007.

TEJADA, C.; JACINTO P.; SANTOS, A. Pobreza e Saúde: Evidências de Causalidade em um painel de dados para o Brasil. **Fórum BNB de Desenvolvimento**, Fortaleza, 2008.

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

THOMAS, D., STRAUSS, J. Health and wages: evidence on men and women in urban Brazil. **Journal of Econometrics**, v.77, p.159-185, 1997.

VICTORA, C. G.; TOMASI, E. Análise de tendências temporais na mortalidade infantil em Alagoas,1999-2002. *Relatório Final para o UNICEF-Brasil*,2004.

WEIL David N. **Economic Growth**.United States of America :PEARSON,2005.

WEIL, D. Accounting for the effect of health on economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 122, p. 1265-1306, 2007.

WEINHOLD, D. A. Dynamic "Fixed Effects" Model for Heterogeneous Panel Data. *Working paper*, London School of Economics, 1999.

ZHANG, J.; ZHANG, J.;LEE, R. Rising Longevity, Education, Savings, and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 70, p. 83-101, 2003.

APÊNDICES

Tabela A1: Variações % na renda em diferentes períodos entre 1981-2007, estados do Brasil.

	1981-2007	1982-2007	1990-2007	2000-2007	2004-2007
Acre	32,94	1,93	0,57	-1,47	2,19
Alagoas	51,18	2,48	2,52	4,13	9,84
Amazonas	-16,58	0,96	-1,31	1,84	2,84
Amapá	68,59	4,57	1,93	2,81	3,13
Bahia	36,44	1,88	1,10	3,29	6,93
Ceará	72,46	3,11	2,49	2,87	6,31
Distrito Federal	74,28	3,10	2,09	3,34	7,99
Espírito Santo	50,12	3,06	1,96	2,69	6,03
Goiás	81,22	3,89	0,99	3,67	7,45
Maranhão	93,34	3,69	3,27	4,29	8,14
Minas Gerais	59,96	2,81	1,65	3,03	6,31
Mato Grosso do Sul	77,66	3,13	2,37	4,92	8,86
Mato Grosso	60,05	3,44	1,65	2,06	4,38
Pará	13,51	1,51	-0,33	1,44	5,90
Paraíba	108,32	3,80	3,99	0,75	8,53
Pernambuco	32,66	1,81	1,19	1,89	6,36
Piauí	185,93	5,02	4,84	6,49	10,54
Paraná	90,76	3,31	2,73	4,11	7,45
Rio de Janeiro	18,17	1,42	0,75	1,36	3,51
Rio Grande do Norte	84,16	3,19	3,25	3,20	9,19
Rondônia	10,64	1,80	-0,59	-1,77	2,61
Roraima	-29,72	1,05	-2,30	-1,37	4,55
Rio Grande do Sul	42,90	2,00	1,21	1,45	3,47
Santa Catarina	86,11	3,23	2,23	4,16	5,57
Sergipe	79,83	3,10	2,07	2,30	4,98
São Paulo	23,32	1,64	0,40	1,19	4,27

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do DATASUS.

Notas: Valores de 1981-2007 variação percentual total. Os demais períodos se referem à média aritmética das variações percentuais anuais na renda domiciliar *per capita* para o período em questão.

Tabela A2: Variações % na pobreza (P0) em diferentes períodos entre 1981-2007, estados do Brasil.

	1981-2007	1982-2007	1990-2007	2000-2007	2004-2007
Acre	-2,23	3,94	1,83	0,72	-0,59
Alagoas	-21,76	-0,47	-1,65	-2,52	-7,18
Amazonas	53,25	4,62	3,16	-1,66	-3,16
Amapá	-36,25	20,84	6,58	2,26	-7,21
Bahia	-27,47	-0,58	-1,93	-3,70	-7,81
Ceará	-37,83	-1,29	-2,57	-3,52	-5,45
Distrito Federal	-100,00	-2,94	-5,46	-15,81	-35,69
Espírito Santo	-59,75	0,51	-5,41	-6,10	-14,52
Goiás	-68,35	-1,45	-4,51	-8,30	-13,79
Maranhão	-35,77	-1,34	-2,03	-3,89	-6,97
Minas Gerais	-61,88	-1,84	-4,65	-7,65	-14,01
Mato Grosso do Sul	-58,99	0,68	-4,26	-8,17	-12,53
Mato Grosso	-55,75	1,00	-4,15	-5,18	-13,23
Pará	-16,62	0,54	-1,20	-2,78	-6,68
Paraíba	-38,53	-1,46	-2,50	-2,12	-5,36
Pernambuco	-28,29	-0,67	-1,93	-3,49	-7,92
Piauí	-46,55	-2,13	-3,30	-4,76	-7,80
Paraná	-64,32	-2,64	-5,06	-8,89	-13,28
Rio de Janeiro	-46,26	-0,28	-3,93	-3,89	-12,57
Rio Grande do Norte	-41,74	-1,51	-2,82	-3,66	-8,41
Rondônia	9,86	6,29	0,55	0,49	-3,76
Roraima	282,68	40,51	15,89	7,41	-0,79
Rio Grande do Sul	-51,40	-0,87	-3,94	-6,74	-11,44
Santa Catarina	-74,06	-2,59	-6,99	-11,88	-14,41
Sergipe	-41,14	-1,16	-2,70	-4,32	-7,22
São Paulo	-38,63	1,46	-1,62	-5,06	-14,59

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do DATASUS.

Notas: Valores de 1981-2007 variação percentual total. Os demais períodos se referem à média aritmética das variações percentuais anuais na pobreza (P0) para o período em questão.

Tabela A3: Variações % na taxa de mortalidade na infância em diferentes períodos entre 1981-2007, estados do Brasil.

	1981-2007	1982-2007	1990-2007	2000-2007	2004-2007
Acre	-49,07	-1,24	-1,28	-1,84	0,66
Alagoas	-82,97	-5,30	-5,14	-7,13	-8,25
Amazonas	-56,50	-2,55	-3,30	-5,32	-2,41
Amapá	-63,58	-2,82	-1,63	-6,38	-4,31
Bahia	-67,98	-3,90	-3,49	-3,05	-6,27
Ceará	-67,87	-3,53	-2,47	-7,39	-10,04
Distrito Federal	-72,54	-4,64	-4,13	-6,09	-5,10
Espírito Santo	-76,45	-5,21	-5,18	-5,39	-4,86
Goiás	-67,61	-3,84	-3,04	-4,31	-4,51
Maranhão	32,95	1,80	4,04	3,61	-2,63
Minas Gerais	-77,92	-5,58	-5,25	-6,08	-5,31
Mato Grosso do Sul	-62,83	-3,39	-2,76	-3,22	-1,48
Mato Grosso	-29,37	-0,67	-0,48	-4,46	-4,56
Pará	-55,64	-2,64	-0,90	-0,87	-2,41
Paraíba	-85,48	-6,22	-5,76	-1,98	-5,13
Pernambuco	-84,52	-6,48	-7,32	-8,30	-7,63
Piauí	-23,89	1,12	4,55	4,70	-3,95
Paraná	-75,37	-5,12	-5,13	-5,75	-4,37
Rio de Janeiro	-78,10	-5,40	-5,39	-7,13	-4,93
Rio Grande do Norte	-75,83	-4,21	-2,30	-5,73	-3,81
Rondônia	-79,38	-5,38	-6,57	-7,39	-9,02
Roraima	-79,01	-4,02	-1,84	-6,48	-1,68
Rio Grande do Sul	-70,50	-4,36	-3,69	-4,26	-5,12
Santa Catarina	-70,51	-4,40	-4,10	-4,34	-1,33
Sergipe	-70,46	-3,63	-2,25	-8,74	-8,87
São Paulo	-79,61	-5,73	-5,44	-6,44	-3,80

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do DATASUS.

Notas: Valores de 1981-2007 variação percentual total. Os demais períodos se referem à média aritmética das variações percentuais anuais na taxa de mortalidade na infância para o período em questão.

Tabela A4: Estatísticas descritivas de renda, pobreza e saúde, municípios do Brasil, dados agrupados de 1970-2000.

Renda		1970	1980	1991	2000
	Média	1648,54	3901,66	3467,22	4758,60
	Desvio-Padrão	1076,87	2236,25	2087,81	2737,77
	Mínimo	285,35	285,35	665,81	760,85
	Máximo	11223,62	16978,10	16550,08	27322,33
P0		1970	1980	1991	2000
	Média	83,96	56,28	62,62	49,60
	Desvio-Padrão	14,88	22,79	22,19	22,32
	Mínimo	7,68	1,69	4,83	4,08
	Máximo	100,00	97,91	98,85	95,87
Exp		1970	1980	1991	2000
	Média	51,26	56,99	63,67	68,04
	Desvio-Padrão	4,35	4,06	5,11	4,70
	Mínimo	38,40	42,32	50,61	55,15
	Máximo	64,55	66,57	74,33	78,18
TMI		1970	1980	1991	2000
	Média	123,56	85,49	48,88	33,37
	Desvio-Padrão	52,78	45,01	24,51	18,06
	Mínimo	27,88	21,70	11,08	5,38
	Máximo	303,66	257,89	125,24	98,12

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: A renda é normalizada a preços internacionais de 1996 com relação aos dados do PWT 6.1

Tabela A5: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde, municípios da região Norte, dados agrupados de 1970-2000.

Renda		1970	1980	1991	2000
	Média	1518,85	3208,65	2629,64	2909,05
	Desvio-Padrão	539,95	1368,11	1305,80	1582,63
	Mínimo	760,92	1616,96	998,71	1049,14
	Máximo	3709,50	10177,35	9559,10	9821,04
P0		1970	1980	1991	2000
	Média	86,07	59,86	72,85	72,08
	Desvio-Padrão	9,23	14,22	11,97	13,21
	Mínimo	50,89	19,33	29,36	29,87
	Máximo	97,05	84,42	91,79	94,15
Exp		1970	1980	1991	2000
	Média	50,62	56,42	62,28	66,61
	Desvio-Padrão	2,66	2,53	2,65	2,94
	Mínimo	44,07	48,54	55,33	58,82
	Máximo	57,15	61,51	67,62	73,02
TMI		1970	1980	1991	2000
	Média	117,70	73,53	55,35	39,57
	Desvio-Padrão	20,16	16,03	11,42	12,00
	Mínimo	73,88	42,75	35,23	19,57
	Máximo	170,63	132,52	90,75	75,30

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: A renda é normalizada a preços internacionais de 1996 com relação aos dados do PWT 6.1

Tabela A6: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde, municípios da região Nordeste, dados agrupados de 1970-2000.

Renda		1970	1980	1991	2000
	Média	942,40	1995,11	1741,41	2387,38
	Desvio-Padrão	434,63	875,03	743,49	1038,44
	Mínimo	285,35	285,35	665,81	760,85
	Máximo	4613,10	9606,66	8275,04	15207,57
P0		1970	1980	1991	2000
	Média	94,16	78,36	83,21	71,96
	Desvio-Padrão	6,04	11,20	8,61	9,34
	Mínimo	29,68	26,37	16,37	23,24
	Máximo	100,00	97,91	98,85	95,87
Exp		1970	1980	1991	2000
	Média	48,12	53,71	58,63	63,65
	Desvio-Padrão	3,70	3,91	3,39	3,64
	Mínimo	38,40	42,32	50,61	55,15
	Máximo	58,24	62,89	70,65	75,11
TMI		1970	1980	1991	2000
	Média	180,13	135,13	75,92	51,92
	Desvio-Padrão	44,41	40,46	17,18	13,56
	Mínimo	86,36	54,30	30,18	20,34
	Máximo	303,66	257,89	125,24	98,12

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: A renda é normalizada a preços internacionais de 1996 com relação aos dados do PWT 6.1

Tabela A7: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde municípios da região Sul, dados agrupados de 1970-2000.

RENDA		1970	1980	1991	2000
	Média	1929,44	5135,84	4552,94	6638,97
	Desvio-Padrão	732,86	1839,14	1651,97	2166,65
	Mínimo	760,92	1902,31	1854,75	2709,26
	Máximo	7609,23	15884,28	14172,20	19155,31
P0		1970	1980	1991	2000
	Média	79,33	41,36	49,23	31,26
	Desvio-Padrão	11,19	15,07	15,86	12,63
	Mínimo	26,58	5,19	8,42	4,68
	Máximo	96,58	79,84	82,33	72,28
exp		1970	1980	1991	2000
	Média	55,34	60,68	67,70	71,49
	Desvio-Padrão	3,67	2,60	3,40	3,18
	Mínimo	45,13	52,84	56,26	61,46
	Máximo	64,55	66,57	74,33	77,90
mot inf		1970	1980	1991	2000
	Média	80,95	51,70	30,31	18,34
	Desvio-Padrão	26,34	15,61	11,61	6,03
	Mínimo	27,88	21,70	11,08	7,16
	Máximo	161,03	100,80	80,17	42,32

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: A renda é normalizada a preços internacionais de 1996 com relação aos dados do PWT 6.1

Tabela A8: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde municípios da região Sudeste, dados agrupados de 1970-2000.

Renda		1970	1980	1991	2000
	Média	2205,50	5147,97	4587,26	6205,81
	Desvio-Padrão	1355,29	2203,62	2183,55	2596,54
	Mínimo	475,58	1331,62	951,15	1560,29
	Máximo	11223,62	16978,10	16550,08	27322,33
P0		1970	1980	1991	2000
	Média	76,02	42,52	49,56	35,81
	Desvio-Padrão	17,91	19,33	20,82	16,33
	Mínimo	7,68	1,69	4,83	4,08
	Máximo	99,64	88,72	91,89	83,44
Exp		1970	1980	1991	2000
	Média	52,23	58,36	66,68	70,61
	Desvio-Padrão	3,34	2,62	3,27	3,00
	Mínimo	40,72	51,53	54,54	59,41
	Máximo	61,43	66,29	73,63	78,18
TMI		1970	1980	1991	2000
	Média	97,34	61,08	33,48	23,29
	Desvio-Padrão	21,67	12,84	10,62	10,70
	Mínimo	47,80	27,73	14,75	5,38
	Máximo	188,11	99,14	80,92	71,09

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: A renda é normalizada a preços internacionais de 1996 com relação aos dados do PWT 6.1

Tabela A9: Estatísticas descritivas da renda, pobreza e saúde municípios da região Centro-Oeste, dados agrupados de 1970-2000.

Renda		1970	1980	1991	2000
	Média	1657,53	4157,88	3908,59	5203,46
	Desvio-Padrão	640,35	1622,12	1487,58	1932,97
	Mínimo	523,13	951,15	1236,50	1385,83
	Máximo	5374,02	12127,22	12697,91	16278,57
P0		1970	1980	1991	2000
	Média	84,58	53,82	56,90	45,22
	Desvio-Padrão	8,54	14,17	13,34	13,91
	Mínimo	45,62	17,17	21,86	16,88
	Máximo	99,34	94,19	89,29	84,43
Exp		1970	1980	1991	2000
	Média	51,59	57,07	63,68	68,43
	Desvio-Padrão	3,00	2,24	3,33	3,14
	Mínimo	43,08	50,19	51,66	55,22
	Máximo	58,68	63,31	70,61	75,74
TMI		1970	1980	1991	2000
	Média	92,74	59,66	38,76	28,75
	Desvio-Padrão	19,11	11,06	15,12	11,26
	Mínimo	50,94	32,19	15,85	9,80
	Máximo	152,19	97,81	107,16	86,79

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: A renda é normalizada a preços internacionais de 1996 com relação aos dados do PWT 6.1

Tabela A10: Correlações entre indicadores de renda e saúde, estados do Brasil, 1981-2007.

	Renda e TMI	P0 e TMI
Acre	0,16	-0,36*
Alagoas	-0,54***	0,29
Amazonas	0,49**	-0,59***
Amapá	0,16	-0,08
Bahia	-0,35*	0,39**
Ceará	-0,63***	0,67***
Distrito Federal	-0,69***	0,35*
Espírito Santo	-0,43**	0,61***
Goiás	-0,53***	0,70***
Maranhão	0,54***	-0,55***
Minas Gerais	-0,66***	0,77***
Mato Grosso do Sul	-0,58***	0,59***
Mato Grosso	0,06	0,15
Pará	0,28	-0,23
Paraíba	-0,81***	0,78***
Pernambuco	-0,58***	0,43**
Piauí	0,05	-0,02
Paraná	-0,81***	0,82***
Rio de Janeiro	-0,51***	0,61***
Rio Grande do Norte	-0,65***	0,65***
Rondônia	0,35*	-0,58***
Roraima	0,42**	-0,75***
Rio Grande do Sul	-0,71***	0,63***
Santa Catarina	-0,83***	0,81***
Sergipe	-0,68***	0,58***
São Paulo	-0,35*	0,21

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: *** indica significância a 1%; ** indica significância a 5% e * indica significância a 10%.

Tabela A11: Teste de raiz unitária para variável renda, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2007.

Teste	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	-4,0812	0,0000	-9,0915	0,0000	3,8811	0,9999
Breitung t-stat ⁽²⁾	-8,4110	0,0000	1,8186	0,9655	-4,0123	0,0000
Im, Pesaran, Shin W-stat ⁽³⁾	-2,2949	0,0109	-9,3757	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square ⁽³⁾	80,1540	0,0073	177,193	0,0000	13,7660	1,0000
PP- Fisher Chi-square ⁽³⁾	83,8257	0,0034	116,591	0,0000	8,7585	1,0000

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: (1) As probabilidades para os testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Os demais testes assumem normalidade assintótica. (2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum). (3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual).

Tabela A12: Teste de raiz unitária para variável pobreza, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2007.

Teste	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	2,1439	0,9840	-9,8208	0,0000	-5,2829	0,0000
Breitung t-stat ⁽²⁾	-7,9472	0,0000	-6,1228	0,0000	2,4798	0,9934
Im, Pesaran, Shin W-stat ⁽³⁾	2,5261	0,9942	-7,8286	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square ⁽³⁾	45,6812	0,7192	152,959	0,0000	80,7463	0,0065
PP- Fisher Chi-square ⁽³⁾	54,1486	0,3924	101,613	0,0000	85,0876	0,0026

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: (1) As probabilidades para os testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Os demais testes assumem normalidade assintótica. (2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum). (3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual).

Tabela A13: Teste de raiz unitária para variável TMI, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2007.

Teste	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	-7,3289	0,0000	-2,4537	0,0071	-16,4420	0,0000
Breitung t-stat ⁽²⁾	1,6367	0,9492	3,2261	0,9994	-6,2368	0,0000
Im, Pesaran, Shin W-stat ⁽³⁾	-2,3342	0,0098	-7,69532	0,0007	-	-
ADF – Fisher Chi-square ⁽³⁾	76,2351	0,0159	146,320	0,0018	293,990	0,0000
PP- Fisher Chi-square ⁽³⁾	99,1184	0,0001	115,478	0,0027	423,042	0,0000

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: (1) As probabilidades para os testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Os demais testes assumem normalidade assintótica. (2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum). (3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual).

Tabela A14: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007: Variável dependente TMI.

Coefficientes	lag1	lag2	Lag3	Lag4	lag5
Renda.1	0,5849*** (12,93)	0,6521*** (14,23)	0,6714*** (13,10)	0,6179*** (9,50)	0,6347*** (9,08)
Saúde.1	-0,0172** (-2,14)	-0,0610*** (-4,19)	-0,0464*** (-2,81)	-0,0419** (-2,20)	-0,0530*** (-2,85)
Renda.2	-	-0,1178*** (-3,73)	-0,2629*** (-6,09)	-0,2297*** (-5,26)	-0,2171*** (-4,63)
Saúde.2	-	0,0516*** (3,37)	0,0801*** (2,95)	0,1007*** (3,77)	0,1027*** (4,21)
Renda.3	-	-	0,1859*** (3,17)	0,1365*** (2,09)	0,1201 (1,55)
Saúde.3	-	-	-0,0377 (-1,19)	-0,0060 (-0,30)	-0,0115 (-0,60)
Renda.4	-	-	-	0,0442 (1,13)	0,1043** (2,35)
Saúde.4	-	-	-	0,0484*** (-1,92)	-0,0397 (-1,16)
Renda.5	-	-	-	-	-0,1007** (-2,52)
Saúde.5	-	-	-	-	-0,0023 (-0,14)
Observações	650	624	598	572	546
Grupos	26	26	26	26	26
Autoc. 1ª.	-3,63	-3,89	-4,00	-3,71	-3,15
Autoc. 2ª.	-2,88	-1,80	1,35	2,24	-0,08

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: * significativa a 10%; ** significativa a 5% e ***significante a 1%. Valores entre parênteses representam estatística z.

Tabela A15: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007: Variável dependente renda.

Coefficientes	lag1	lag2	Lag3	Lag4	lag5
Saúde.1	0,9074*** (87,12)	0,6060*** (11,54)	0,6031 (9,87)	0,5000*** (8,31)	0,6201*** (15,63)
Renda.1	-0,0881*** (-2,64)	0,0887 (1,38)	0,0602*** (0,87)	0,2177*** (2,59)	0,1552* (-2,85)
Saúde.2	-	0,3021*** (5,89)	0,2312 (2,69)	0,3123*** (4,88)	-0,2769*** (4,85)
Renda.2	-	-0,2335*** (-2,99)	-0,0989*** (-1,00)	-0,2043*** (-2,56)	-0,2552*** (4,21)
Saúde.3	-	-	0,0578*** (0,88)	-0,0222 (-0,36)	-0,0905 (-1,55)
Renda.3	-	-	-0,1789 (-1,96)	-0,0565 (-1,07)	-0,0263 (-0,60)
Saúde.4	-	-	-	0,0442 (0,99)	0,1041** (2,32)
Renda.4	-	-	-	0,1438 (-1,51)	-0,1040 (-1,16)
Saúde.5	-	-	-	-	-0,0347 (-1,08)
Renda.5	-	-	-	-	-0,0639 (-0,14)
Observações	650	624	598	572	546
Grupos	26	26	26	26	26
Autoc. 1ª.	-2,75	-3,16	-3,42	-3,32	-3,61
Autoc. 2ª.	1,42	1,14	1,50	-2,01	-1,99

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: * significativa a 10%; ** significativa a 5% e ***significante a 1%. Valores entre parênteses representam estatística z.

Tabela A16: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007: Variável dependente saúde (TMI).

Coeficientes	lag1	lag2	Lag3	Lag4	lag5
Renda.1	0,4360*** (8,03)	0,5102*** (8,51)	0,5359*** (8,49)	0,4680*** (7,25)	0,4675*** (7,75)
Saúde.1	-0,0847*** (-6,20)	-0,1439*** (-2,18)	-0,1321* (-1,81)	-0,1741** (-2,25)	-0,2402*** (-3,14)
Renda.2	-	-0,1908** (-3,14)	-0,2492*** (-3,59)	-0,2197*** (-3,14)	-0,2201*** (-3,41)
Saúde.2	-	0,0387 (0,63)	0,1019 (1,34)	0,1704** (2,04)	0,1840** (2,17)
Renda.3	-	-	0,0924 (1,45)	0,0640 (0,92)	0,0271 (0,42)
Saúde.3	-	-	-0,0436 (-0,71)	0,0984 (1,29)	0,1045 (1,36)
Renda.4	-	-	-	-0,0118 (-0,18)	0,0409 (0,64)
Saúde.4	-	-	-	-0,1573*** (-2,64)	-0,1759** (-2,50)
Renda.5	-	-	-	-	-0,1608*** (-2,75)
Saúde.5	-	-	-	-	0,0350 (0,63)
Observações	275	264	253	242	231
Grupos	11	11	11	11	11
Sargan	301,55	281,05	243,14	242,38	288,57
Autoc. 1ª.	-6,3153	-11,56	-13,48	-14,47	-10,29
Autoc. 2ª.	-3,1512	-0,4813	0,8983	2,54	-1,70

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: * significativa a 10%; ** significativa a 5% e ***significante a 1%. Valores entre parênteses representam estatística z.

Tabela A17: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e saúde (TMI), estados do Centro-Sul, 1981-2007: Variável dependente renda.

Coefficientes	lag1	lag2	Lag3	Lag4	lag5
Saúde.1	0,9119*** (58,54)	0,6299*** (11,84)	0,6421*** (11,83)	0,6643*** (12,64)	0,7504*** (12,67)
Renda.1	-0,0630 (-1,00)	-0,0164 (-0,30)	-0,0507 (-1,13)	-0,0215 (-0,47)	-0,0891* (-1,90)
Saúde.2	-	0,2711*** (5,42)	0,2900*** (4,90)	0,2407*** (4,11)	0,0923 (1,40)
Renda.2	-	-0,0763 (-1,40)	0,0079 (0,14)	-0,0139 (-0,28)	-0,0533 (-1,06)
Saúde.3	-	-	-0,0518 (-1,07)	-0,1681*** (-3,11)	-0,1607*** (-2,68)
Renda.3	-	-	-0,2023*** (-3,98)	-0,1343*** (-2,72)	-0,1367*** (-2,73)
Saúde.4	-	-	-	0,1321*** (3,11)	0,2911*** (5,33)
Renda.4	-	-	-	-0,1132** (-2,49)	-0,0724 (-1,46)
Saúde.5	-	-	-	-	-0,0978** (-2,27)
Renda.5	-	-	-	-	-0,0986** (-2,17)
Observações	275	264	253	242	231
Grupos	11	11	11	11	11
Sargan	160,68	229,04	246,98	277,56	
Autoc. 1ª.	-8,0852	-10,16	-7,63	-7,33	-8,90
Autoc. 2ª.	3,5124	0,8657	-0,9646	-1,43	-0,11

Fonte: Cálculos do autor .

Notas: * significativa a 10%; ** significativa a 5% e ***significante a 1%. Valores entre parênteses representam estatística z.

Tabela A18: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007: Variável dependente saúde (TMI).

Coeficientes	lag1	lag2	Lag3	Lag4	lag5
Saúde.1	0,6322*** (15,86)	0,7142*** (13,90)	0,7472*** (14,42)	0,7325*** (13,63)	0,7629*** (13,66)
Renda.1	-0,0033 (-0,64)	-0,0492*** (-2,84)	-0,0330** (-1,75)	-0,0356* (-1,85)	-0,0446* (-1,90)
Saúde.2	-	-0,1234** (-2,40)	-0,3086*** (-4,89)	-0,2992*** (-4,64)	-0,2810*** (-4,16)
Renda.2	-	0,0461*** (2,79)	0,0774*** (3,81)	0,0981*** (4,60)	0,1025*** (4,65)
Saúde.3	-	-	0,2253** (4,25)	0,2039*** (3,17)	0,1841*** (2,72)
Renda.3	-	-	-0,0385 (-2,26)	-0,0209 (-1,02)	-0,0322 (-1,41)
Saúde.4	-	-	-	0,0211 (0,39)	0,1054 (1,59)
Renda.4	-	-	-	-0,0306* (-1,82)	-0,0242 (-1,18)
Saúde.5	-	-	-	-	-0,1119** (-2,04)
Renda.5	-	-	-	-	0,0012 (0,07)
Observações	375	360	345	330	315
Grupos	15	15	15	15	15
Sargan	386,6989	362,935	330,6797	331,9015	308,2115
Autoc. 1ª.	-6,6031	-12,209	-14,092	-15,536	-14,901
Autoc. 2ª.	-4,8506	-3,7687	0,6286	4,6163	2,6292

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: * significativa a 10%; ** significativa a 5% e ***significante a 1%. Valores entre parênteses representam estatística z.

Tabela A19: Resultados do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1981-2007: Variável dependente renda.

Coefficientes	lag1	lag2	Lag3	Lag4	lag5
Saúde.1	0,9058*** (50,51)	0,5984*** (12,52)	0,5966*** (11,60)	0,4746*** (11,14)	0,5986*** (11,30)
Renda.1	-0,1083 (-0,75)	0,2132 (1,43)	0,1765 (1,19)	0,5109*** (4,14)	0,4352*** (3,38)
Saúde.2	-	0,3111*** (6,81)	0,2333 (4,11)	0,3338*** (6,93)	0,3101*** (6,17)
Renda.2	-	-0,4309*** (-2,91)	-0,2422*** (-1,35)	-0,4534*** (-3,08)	-0,5533*** (-3,58)
Saúde.3	-	-	0,0650 (1,36)	-0,0287 (-0,62)	-0,1062** (-2,03)
Renda.3	-	-	-0,1674 (-1,12)	0,0504 (0,34)	0,1311 (0,85)
Saúde.4	-	-	-	0,0489 (1,28)	0,0983** (2,10)
Renda.4	-	-	-	-0,1559 (-1,26)	-0,1602 (-1,06)
Saúde.5	-	-	-	-	-0,0309 (-0,79)
Renda.5	-	-	-	-	-0,0169 (-0,13)
Observações	375	360	345	330	315
Grupos	15	15	15	15	15
Sargan	249,44	326,24	323,55	362,59	331,99
Autoc. 1ª.	-9,30	-13,83	-14,95	-8,63	-9,11
Autoc. 2ª.	2,29	1,20	3,05	-2,85	-2,87

Fonte: Cálculos do autor .

Notas: * significativa a 10%; ** significativa a 5% e ***significante a 1%. Valores entre parênteses representam estatística z.

Tabela A20: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Nordeste, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	-6,21	0,0000	3,61	0,9998
2	-3,20	0,0008	0,76	0,7760
3	-1,14	0,1278	0,12	0,5477
4	-3,02	0,0014	-0,83	0,2038
5	-1,61	0,0545	0,36	0,6404

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A21: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Nordeste, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	t	Prob.
1	-5,69	0,0000	3,31	0,9995
2	-3,02	0,0014	-1,14	0,1278
3	-1,57	0,0590	-0,40	0,3448
4	-2,73	0,0035	-0,48	0,3159
5	-0,93	0,1768	0,63	0,7353

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A22: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI), estados do Norte, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	Wald	Prob.
1	-1,84	0,0339	0,70	0,2947
2	-1,90	0,0297	-1,66	0,9998
3	-0,36	0,3597	-1,21	0,4365
4	-2,62	0,0049	-1,09	0,1389
5	-1,13	0,1303	-1,01	0,1572

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A23: Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre pobreza (P0) e saúde (TMI), estados do Norte, 1981-2007.

Defasagens	TMI \Rightarrow P0		P0 \Rightarrow TMI	
	H0: TMI não Granger-causa P0		H0: P0 não Granger-causa TMI	
	t	Prob.	Wald	Prob.
1	-3,52	0,0003	0,30	0,6177
2	-2,29	0,0117	-0,56	0,2882
3	-1,00	0,1595	-0,02	0,4920
4	-0,99	0,1620	-0,20	0,4209
5	0,65	0,7416	-0,06	0,4761

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A24: Resumo dos resultados dos três de causalidade aplicados para a base de dados com estados do Brasil.

	Brasil		Centro-Sul		Norte-Nordeste	
	TMI e Renda	TMI e P0	TMI e Renda	TMI e P0	TMI e Renda	TMI e P0
Holtz-Eakin et al. (1988)	bi-causal para todos K	bi-causal para K=3;4; 5 TMI ⇒P0 para K=1;2	bi-causal para K=3;4; 5 TMI ⇒Renda para K=1;2	bi-causal para K=3;4; 5 TMI ⇒P0 para K=1;2	bi-causal para K=2;3;4; 5 Não causal para K=1	TMI ⇒P0 para K=1;2;3 bi-causal para K=4;5
Granger e Huang (1997)	Renda ⇒TMI para K=3;4; 5 Bi-causal para K=1 Não causal para K=2	TMI ⇒P0 para K=1;2;4 Não causal para K=3;5	TMI ⇒Renda para K=1,2,3 Renda ⇒TMI para K=5 Não causal para K=4	TMI ⇒P0 para K=1,2,3 Não causal para K=4;5	Não causal para K=1;2;3;5 Renda ⇒TMI para K=4	Não-causal para K=1;3;5 TMI ⇒P0 para K=2;4
Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004,2005)	TMI ⇒Renda para K=1;2;3;4 Não causal para K=5	TMI ⇒P0 para K=1;2;3 Bi-causal para K=4 Não Causal Para K=5	TMI ⇒Renda para K=1;2 Não causal para K=3;4;5	TMI ⇒P0 para K=1;2 P0⇒TMI para K=4 Não Causal Para K=3;5	TMI ⇒Renda para K=1;3;4 Não causal para K=2;5	TMI ⇒P0 para K=1;2;3;4 Não causal para K=5

Fonte: Elaboração própria.

Notas: O resumo dos resultados apresentados nesta tabela se baseia no nível de significância de 10%, e para o teste de Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004,2005) está sendo considerada a aproximação dos valores críticos para uma amostra com T e N fixos.

Tabela A25: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do Brasil, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,5428	-55,29	0,0000
exp.1	164,1619	79,72	0,0000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,6919	89,72	0,0000
renda.1	0,0013	32,51	0,0000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,4373	-39,42	0,0000
tmi.1	-22,4848	-55,78	0,0000
TMI	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4839	51,97	0,0000
renda.1	-0,0130	-31,31	0,0000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,4943	-61,67	0,0000
exp.1	-1,3887	-75,13	0,0000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,7169	93,72	0,0000
P0.1	-0,0956	-29,98	0,0000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,4748	-53,32	0,0000
tmi.1	0,1972	61,66	0,0000
TMI	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4970	59,39	0,0000
P0.1	0,9776	33,03	0,0000
Observações	7902		
Grupos	3951		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A26: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Norte, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,3151	-6,62	0,000
exp.1	10,4087	1,32	0,186
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,7999	21,77	0,000
renda.1	0,0007	2,85	0,004
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,3246	-5,73	0,000
tmi.1	-1,8944	-1,11	0,268
TMI	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,6262	14,98	0,000
renda.1	0,0057	3,51	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,3045	-9,42	0,000
exp.1	0,7079	9,20	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,8309	25,14	0,000
P0.1	-0,0385	-2,64	0,001
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,2291	-5,94	0,000
tmi.1	-0,1448	-8,71	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5791	18,18	0,000
P0.1	-0,2902	-3,52	0,000
Observações	286		
Grupos	143		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A27: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Nordeste, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,7109	-35,89	0,000
exp.1	87,5548	39,97	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,9663	50,11	0,000
renda.1	-0,0004	-2,18	0,029
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,607	-35,70	0,000
tmi.1	-7,7958	-42,21	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5057	37,87	0,000
renda.1	-0,0372	-26,97	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,6461	-38,00	0,000
exp.1	-1,2813	-46,39	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,9788	52,86	0,000
P0.1	0,0474	3,99	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,5562	-38,47	0,000
tmi.1	0,1155	50,73	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5108	39,40	0,000
P0.1	2,5396	27,43	0,000
Observações	2750		
Grupos	1375		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A28: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Sul, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,5586	-30,58	0,000
exp.1	244,5479	45,84	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,6335	40,64	0,000
renda.1	0,0012	20,74	0,000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,7775	-27,08	0,000
tmi.1	-71,34	-34,33	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5737	34,47	0,000
renda.1	-0,0013	-4,37	0,000
PO	Coeficiente	z	valor-p
PO.1	-0,4586	-33,76	0,000
exp.1	-1,9538	-44,39	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,6443	43,89	0,000
PO.1	-0,0962	-21,52	0,000
PO	Coeficiente	z	valor-p
PO.1	-0,6259	-31,01	0,000
tmi.1	0,5663	35,80	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5835	35,91	0,000
PO.1	0,0910	3,81	0,000
Observações	1434		
Grupos	717		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A29: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Sudeste, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,495	-33,37	0,000
exp.1	160,46	51,96	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,5723	56,97	0,000
renda.1	0,0016	36,01	0,000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,669	-32,27	0,000
tmi.1	-43,4092	-42,50	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4233	46,57	0,000
renda.1	-0,0041	-19,76	0,000
PO	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,4116	-36,46	0,000
exp.1	-1,2509	-44,61	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,586	59,83	0,000
P0.1	-0,1413	-35,73	0,000
PO	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,5345	-35,52	0,000
tmi.1	0,3302	39,21	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4251	47,82	0,000
P0.1	0,3523	19,95	0,000
Observações	2820		
Grupos	1410		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A30: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios da região Centro-Oeste, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,431	-13,12	0,000
exp.1	169,3836	21,58	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,733	24,67	0,000
renda.1	0,0011	8,58	0,000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,6387	-13,10	0,000
tmi.1	-46,3115	-17,74	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4572	13,25	0,000
renda.1	-0,0021	-2,81	0,005
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,3367	-14,32	0,000
exp.1	-1,4800	-22,41	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,7456	24,57	0,000
P0.1	-0,0861	-8,04	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,4753	-13,69	0,000
tmi.1	0,3930	18,14	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4446	12,84	0,000
P0.1	0,1868	3,08	0,002
Observações	612		
Grupos	306		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A31: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 1º quintil da média da renda, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,5337	-20,11	0,000
exp.1	63,5869	29,50	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	1,0501	32,57	0,000
renda.1	-0,0016	-4,14	0,000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,5647	-23,81	0,000
tmi.1	-6,4461	-36,11	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4588	25,67	0,000
renda.1	-0,0572	-23,14	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,6681	-22,52	0,000
exp.1	-1,4416	-36,76	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,9396	34,56	0,000
P0.1	0,0429	1,92	0,055
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,5008	-21,31	0,000
tmi.1	0,1237	41,93	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4626	25,27	0,000
P0.1	3,8471	22,84	0,000
Observações	1580		
Grupos	790		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A32: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 2º quintil da média da renda, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,5651	-28,10	0,000
exp.1	56,4061	24,65	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,8763	44,51	0,000
renda.1	0,0002	1,13	0,258
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,6615	-30,98	0,000
tmi.1	-7,8503	-26,93	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5203	30,81	0,000
renda.1	-0,0194	-14,75	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,5687	-32,37	0,000
exp.1	-0,8698	-25,37	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,8743	48,32	0,000
P0.1	-0,0072	-0,74	0,459
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,5515	-32,22	0,000
tmi.1	0,1009	24,70	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5475	33,74	0,000
P0.1	1,1167	14,08	0,000
Observações	1580		
Grupos	790		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A33: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 3º quintil da média da renda, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,6017	-32,03	0,000
exp.1	141,447	44,43	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,7513	46,56	0,000
renda.1	0,0011	11,39	0,000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,8151	-30,71	0,000
tmi.1	-30,4918	-36,47	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4972	30,72	0,000
renda.1	-0,0053	-9,08	0,000
PO	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,6323	-38,23	0,000
exp.1	-1,9552	-47,13	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,7555	48,37	0,000
P0.1	-0,0722	-11,48	0,000
PO	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,6623	-30,88	0,000
tmi.1	0,3607	35,33	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,5051	32,44	0,000
P0.1	0,3505	9,03	0,000
Observações	1580		
Grupos	790		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A34: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 4º quintil da média da renda, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,5083	-30,29	0,000
exp.1	170,0309	45,36	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,6254	44,39	0,000
renda.1	0,0013	22,51	0,000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,7717	-31,27	0,000
tmi.1	-46,9824	-38,28	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4575	32,49	0,000
renda.1	-0,0034	-11,48	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,4416	-34,21	0,000
exp.1	-1,7277	-44,45	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,6252	46,40	0,000
P0.1	-0,1068	-23,48	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,5378	-29,88	0,000
tmi.1	0,4267	34,93	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4550	33,02	0,000
P0.1	0,2797	11,92	0,000
Observações	1580		
Grupos	790		

Fonte: Cálculos do autor.

Tabela A35: Resultados do estimador GMM para dados de painel, municípios do 5º quintil da média da renda, 1970-2000.

Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,4203	-22,88	0,000
exp.1	198,3297	38,95	0,000
exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,4942	37,78	0,000
renda.1	0,0015	36,90	0,000
Renda	Coeficiente	z	valor-p
renda.1	-0,5908	-24,09	0,000
tmi.1	-56,5268	-33,65	0,000
Tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4056	30,92	0,000
renda.1	-0,0043	-22,87	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,2145	-21,45	0,000
exp.1	-0,7489	-24,55	0,000
Exp	Coeficiente	z	valor-p
exp.1	0,5015	40,68	0,000
P0.1	-0,1658	-38,77	0,000
P0	Coeficiente	z	valor-p
P0.1	-0,2463	-19,88	0,000
tmi.1	0,1921	20,68	0,000
tmi	Coeficiente	z	valor-p
tmi.1	0,4089	32,35	0,000
P0.1	0,4785	23,53	0,000
Observações	1580		
Grupos	790		

Fonte: Cálculos do autor.