

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE  
PROGRAMA DE PÓS – GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PPGECON

ARTUR FREITAS SPÍNDOLA

**CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE PARA DADOS EM PAINEL NOS ANOS  
DE 1990 A 2011**

CARUARU– PERNAMBUCO

2014.

ARTUR FREITAS SPÍNDOLA

**CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE PARA DADOS EM PAINEL NOS  
ANOS DE 1990 A 2011**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós- Graduação em Economia – PPGECON da Universidade Federal de Pernambuco- Campus do Agreste, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Área de concentração: Economia Regional

Orientadora: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Sônia Maria  
Fonseca Pereira Oliveira Gomes

CARUARU

2014

Catálogo na fonte:  
Bibliotecária – Simone Xavier - CRB/4-1242

S757c Spíndola, Artur Freitas.  
Causalidade entre renda e saúde para dados em painel nos anos de 1990 a 2011. /  
Artur Freitas Spíndola. – Caruaru: O autor, 2014.  
56f. il. ; 30 cm.

Orientadora: Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira Gomes  
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Programa de  
Pós-graduação em Economia, 2014.  
Inclui referências.

1. Renda. 2. Saúde. 3. Granger – Testes de causalidade. I. Gomes, Sônia Maria  
Fonseca Oliveira. (Orientadora). II. Título.

330 CDD (23. ed.) UFPE (CAA 2014-138)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA-PPGECON

**ARTUR FREITAS SPÍNDOLA**

**CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE PARA DADOS  
EM PAINEL NOS ANOS DE 1990 A 2011**

A comissão Examinadora de Defesa da Dissertação atribuiu à menção APROVADO à referida mestranda. Defesa realizada em 3 de abril de 2014.

---

SÓNIA MARIA FONSECA PEREIRA OLIVEIRA GOMES (UFPE/CAA)  
(orientadora)

---

MONALIZA DE OLIVEIRA FERREIRA (UFPE/CAA)  
(examinador interno)

---

MICHELA BARRETO CAMBOIM GONÇALVES (FUNDAJ)  
(examinador externo)

*Dedico este trabalho aos  
meus pais e Deus, pois  
sem eles eu não sou nada.*

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente quero agradecer aos meus pais, pelo apoio oferecido desde o primeiro momento até os dias atuais. Se não fosse pela sua confiança e força, eu talvez nem estivesse aqui; a Deus por me manter são e me acompanhar durante toda essa jornada sem nunca ter me deixado sentir sozinho, mesmo quando eu estive sozinho; e a minha família, especialmente a minha irmã Aline e minha tia Ecilda, de cujos conselhos foram fundamentais para conclusão desta etapa de minha vida. Sem eles, seria impossível chegar até onde cheguei.

Em seguida, quero agradecer a todos os professores com os quais tive a oportunidade de conviver durante a vida acadêmica, seja pelas experiências transmitidas com o conhecimento adquirido, ou através das experiências vividas, que ajudaram em minha formação acadêmica e, porque não, pessoal.

Quero agradecer à Professora Orientadora Sônia Gomes, que me auxiliou nesta dissertação e cuja paciência e dedicação foram fundamentais para realização deste trabalho. Com ela adquiri ensinamentos que levarei por toda minha vida. Também agradeço, desde já, às contribuições dos membros da Banca Examinadora, as professoras Monaliza Ferreira e Michela Barreto.

Também não poderia deixar de agradecer a todos os amigos, de forma especial a Igor, Aguinaldo, Michel, Gabriel e Will que foram pacientes e me suportaram, me apoiando quando nem eu mesmo me aguentava. Agradeço, ainda, aos colegas de mestrado, pois durante todo esse período funcionamos como uma família, sempre ajudando uns aos outros em todos os momentos dessa jornada. De forma especial, agradeço a CAPES, que me proporcionou uma bolsa durante todo esse período, servindo como um estímulo adicional e bastante importante para conclusão deste projeto.

Por fim, para não me tornar exaustivo, quero agradecer a todas as pessoas que de forma direta ou indireta me ajudaram na realização deste trabalho, seja na elaboração da própria dissertação ou durante o processo da mesma. A elas, meu sincero obrigado!

## **CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE PARA DADOS EM PAINEL NOS ANOS DE 1990 A 2011**

### **RESUMO**

A melhoria do bem-estar social está diretamente ligada a aumentos na renda e na saúde dos indivíduos. O Brasil tem passados nos últimos anos por uma ampliação considerável de políticas públicas voltadas tanto para renda, quanto para saúde, aumentando o nível desses agregados, o que torna a compreensão desta relação um instrumento eficaz para o direcionamento dessas políticas. Tendo em mente a importância desse tema e a pequena quantidade de trabalhos que o abordam no âmbito nacional, este estudo tem o objetivo de testar a direção de causalidade entre essas variáveis para anos mais atuais, a fim de verificar como as mudanças no nível de renda e saúde podem ter alterado essa direção. Para atingir a este propósito será aplicado o teste de causalidade de Grange proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) para dados em painel com os estados do Brasil entre os anos de 1990 a 2011. O mesmo teste também será aplicado para os estados mais pobres (Norte-Nordeste), tendo em vista o alto grau de desigualdade ainda presente nessas regiões. Os resultados apontam para uma relação bi-causal para o Brasil, indicando que tanto a renda causaria a saúde, como o contrário, evidenciando a importância de políticas públicas que afetem as variáveis em conjunto. Quando analisando apenas os estados de menores rendas, as direções de causalidade dependiam do número de defasagens considerados. Paralelamente, procurou-se determinar a relação de causalidade entre a taxa de pobreza (P0) e saúde, obtendo uma relação unidirecional da saúde sobre pobreza, quando considerados todos os estados brasileiros, e causalidade unidirecional da pobreza sobre a saúde, quando se levava em conta apenas os estados das regiões Norte e Nordeste.

**Palavras-chaves:** Renda, Saúde, Causalidade de Granger.

## **CAUSALITY BETWEEN INCOME AND HEALTH TO DATA OF PANEL FOR THE YEARS 1990 TO 2011**

### **ABSTRACT**

The improving social well-being is directly linked to increases in income and health of individuals. Brazil has passed in recent years by a considerable expansion of public policies both for income and for health, increasing the level of these aggregates, which makes the understanding of this relationship an effective tool for targeting these policies. Bearing in mind the importance of this topic and the small number of studies that address this issue at the national level, this work aims to test the direction of causality between these variables for most current year in order to establish how changes in income level and health may have changed that direction. To achieve this purpose will be applied the causality Granger test proposed by Holtz-eakin, Newey and Rosen (1988) for a panel data in a database of the states of Brazil between the years 1990 to 2011. The same test will also be applied to the poorer states (North-Northeast), in view of the high degree of inequality present in these regions. The results point to a relationship bidirectional for Brazil, indicating that both the income would cause health as the opposite, highlighting the importance of public policies that affect the variables together. When analyzing only the lowest-income states, the direction of causality depended on the number of lags considered. In parallel, we sought to determine the causal relationship between the poverty rate (P0) and health, getting a one-way direction of health on poverty, when considered all Brazilian states, and unidirectional causality of poverty on health, taking into account the states in the North and Northeast regions.

**Keywords:** Income, Health, Granger causality.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Renda domiciliar <i>per capita</i> , regiões do Brasil, ano 2011 .....	25
Gráfico 2 – Maiores e menores rendas domiciliar <i>per capita</i> , estados do Brasil, ano 2011 .....	26
Gráfico 3 – Proporção de Pobres (P0), regiões do Brasil, ano 2011 .....	27
Gráfico 4 - Taxa de mortalidade infantil, regiões do Brasil, ano 2011 .....	29
Gráfico 5 - Maiores e menores taxa de mortalidade infantil, regiões do Brasil, ano 2011 .....	30

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Variações % na renda em diferentes períodos entre 1990-2011, regiões do Brasil.....	24
Tabela 2 - Variações % na pobreza em diferentes períodos entre 1990-2011, regiões do Brasil.....	27
Tabela 3 - Variações % na taxa de mortalidade na infância em diferentes períodos entre 1990-2011, regiões do Brasil.....	28
Tabela 4 - Correlações entre renda, pobreza e saúde, regiões do Brasil, 1990-2011.....	31
Tabela 5 - Correlações entre renda, pobreza e saúde, estados do Brasil, dados agrupados de 1990-2011.....	32
Tabela 6 - Correlações entre renda, pobreza e saúde, estados do Brasil, dados agrupados de 1990-2011.....	33
Tabela 7 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre renda e Saúde (TMI), estados do Brasil, 1990-2011.....	39
Tabela 8 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre pobreza e Saúde (TMI), estados do Brasil, 1990-2011.....	40
Tabela 9 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre renda e Saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011.....	41
Tabela 10 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre pobreza e Saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011.....	41
Tabela A1 - Variações % na renda em diferentes períodos entre 1990-2011, estados do Brasil.....	48
Tabela A2 - Variações % na pobreza em diferentes períodos entre 1990-2011, estados do Brasil.....	49
Tabela A3 - Variações % na taxa de mortalidade infantil em diferentes períodos entre 1990-2011, estados do Brasil.....	50
Tabela A4 - Teste de raiz unitária para variável renda, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1990 a 2011.....	51
Tabela A5 - Teste de raiz unitária para variável P0, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1990 a 2011.....	51
Tabela A6 - Teste de raiz unitária para variável TMI, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1990 a 2011.....	52
Tabela A7 - Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente renda.....	52

Tabela A8 - Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente TMI.....	53
Tabela A9 - Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente TMI .....	53
Tabela A10 - Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente P0 .....	54
Tabela A11 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e TMI (saúde), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011, Variável dependente renda .....	54
Tabela A12 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar <i>per capita</i> (renda) e TMI (saúde), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011, Variável dependente TMI.....	55
Tabela A13 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Norte-Nordeste, Variável dependente TMI .....	55
Tabela A14 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente P0 .....	56

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>12</b>
<b>CAPÍTULO 1 – CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE E SUA RELAÇÃO TEÓRICA .....</b>	<b>15</b>
1.1 RENDA CAUSANDO SAÚDE.....	15
1.2 SAÚDE CAUSANDO RENDA.....	17
1.3 POBREZA E SAÚDE .....	18
1.4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS .....	19
<b>CAPÍTULO 2 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS DADOS.....</b>	<b>23</b>
2.1 BASE DE DADOS.....	23
2.2 EVOLUÇÃO TEMPORAL DE INDICADORES DE RENDA E SAÚDE NO BRASIL.....	24
2.3 CORRELAÇÕES ENTRE RENDA E SAÚDE.....	30
2.3.1 CORRELAÇÃO ENTRE RENDA E SAÚDE: REGIÕES DO BRASIL.....	30
2.3.2 CORRELAÇÃO ENTRE RENDA E SAÚDE: ESTADO DO BRASIL.....	32
<b>CAPÍTULO 3 – METODOLOGIA.....</b>	<b>34</b>
3.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL .....	34
3.2 TESTE DE CAUSALIDADE PROPOSTO POR HOLTZ-EAKIN, NEWEY E ROSEN (1988) .....	35
<b>CAPÍTULO 4 – ANÁLISE DE RESULTADOS.....</b>	<b>38</b>
4.1 ANÁLISE DOS RESULTADOS DE RAIZ UNITÁRIA .....	38
4.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS TESTE DE CAUSALIDADE .....	38
<b>CONCLUSÕES.....</b>	<b>42</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>44</b>
<b>APÊNDICES.....</b>	<b>48</b>

## INTRODUÇÃO

Os temas relacionados à economia da saúde vêm ganhando cada vez mais espaço em estudos econômicos por influenciar de forma direta o desenvolvimento de um país. O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), principal indicador que mede o grau de desenvolvimento nacional, utiliza três importantes estatísticas: renda, saúde e educação. Dessa forma, compreender como se dá a relação de causalidade entre renda e saúde pode servir como um instrumento eficaz para melhorar o bem-estar da população.

No âmbito internacional existe uma diversidade considerável de trabalhos abordando esse tema, tais como o de Sala-i-Martin (2005), Weil (2005) e Chen (2008), aonde chegam a conclusão que existe relação bi-causal entre elas, mostrando que tanto a renda determina a saúde como o inverso. Weil (2007), mais tarde, utilizou estimativas microeconômicas dos efeitos da saúde na renda individual para construir estimativas macroeconômicas do efeito imediato da saúde no PIB *per capita* dos países. Através de uma variedade de métodos para a construção de estimativas do retorno à saúde, ele combina dados de países e históricos de altura, taxas de sobrevivência de adultos e idade da menarca (primeira menstruação), concluindo que a saúde é um determinante importante da variação na renda.

No Brasil, apesar do estudo nessa área ainda ser recente, há alguns trabalhos bastante relevantes, destacando-se o de Santos (2010), que analisa a relação de causalidade entre renda e saúde para uma base de dados com os estados brasileiros entre os anos de 1981 a 2007. Através de testes de causalidade de Granger, ele encontra, no geral, evidências que apontam em uma relação bi causal entre renda e saúde, mas que muda de acordo com o teste aplicado.

O Brasil sempre possuiu sérios problemas relacionados à desigualdade e as últimas décadas confirmam a enorme discrepância de renda e elevados níveis de pobreza, impactando diretamente tanto na qualidade da saúde, como nos problemas da falta de renda (BARROS *et. al.* 2001.). Porém, de acordo com dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), o percentual de pessoas com renda domiciliar abaixo da linha de pobreza passou de 41,91% em 1990 para 15,96% em 2012, representando uma redução de 25,95 pontos percentuais. O nível de renda domiciliar *per capita* também melhorou (aumentou 58,33% no mesmo período). Já a taxa de mortalidade na infância, que serve como um indicador para saúde, de acordo com o Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil (DATASUS), teve uma redução de 67,03% entre os anos de 1990 e 2011. Contudo é importante salientar que há uma desigualdade muito maior em algumas regiões

brasileiras, com Norte e o Nordeste apresentando os piores índices. Ainda utilizando os dados do IPEADATA, o PIB *per capita* do Norte e do Nordeste em 2010 foram de, respectivamente R\$ 5,67 e R\$ 4,27 (R\$ de 2000 mil), comparados a R\$ 11,60 (R\$ de 2000 mil) da região Sudeste.

A renda afetar a saúde de diversas formas. À medida que o indivíduo aumenta a sua renda, ele passa a registrar melhoras em seu poder aquisitivo, podendo adquirir melhores condições de serviços em saúde, bem como pode registrar melhorias no seu próprio bem-estar. Por outro lado, um melhor estado de saúde também pode afetar a renda, tendo em vista que um indivíduo saudável possui melhores chances de ser mais produtivo, garantindo-o melhores possibilidades de obter maiores rendimentos.

Caso exista uma causalidade entre renda e saúde (unidirecional ou bi causal), investimentos e políticas voltadas para este fim afetará a saúde e a renda da população de forma geral, o que torna a análise empírica fundamental. O trabalho de Medeiros *et. al.* (2006) mostrou que programas de transferência de renda (como o Programa Bolsa Família) foram responsáveis por 28% da redução da queda do índice de Gine (medida de desigualdade) no período 1995-2004. Assim, a forma com a qual se dá essa relação entre a renda e saúde é extremamente importante para direcionar as políticas públicas no investimento correto do país analisado (SANTOS 2012).

Para avaliar essa relação, os indicadores mais usados de renda estão relacionados à distribuição dos rendimentos das pessoas economicamente ativas, das famílias e à apropriação da renda pelo grupo dos 20% ou dos 10% mais ricos com relação aos 40% mais pobres da população ativa ou das famílias (CACCIAMALI, 2002). Quanto aos indicadores de saúde, usam-se morbidade, nutrição e principalmente mortalidade e expectativa de vida ao nascer para analisar o comportamento da saúde. Neste trabalho serão utilizados os indicadores renda domiciliar, representando a renda, e a taxa de mortalidade infantil, que representará a saúde.

Diante da importância que esses estudos veem mostrando, e da melhora recente que esses indicadores têm mostrado no Brasil, o presente trabalho tem o objetivo de avaliar a direção que se encontra essa causalidade para uma melhor compreensão da relação entre renda e saúde no Brasil. Pretende-se atingir esse objetivo utilizando o teste de causalidade no sentido de Granger, proposto, respectivamente, por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), para uma base de dados dos estados brasileiros no período de 1990 a 2011. Também será aplicado o mesmo teste para uma base de dados dos estados das regiões mais pobres do Brasil (Norte e Nordeste), no mesmo período.

A dissertação está dividida em quatro capítulos. O primeiro capítulo aborda a relação teórica de causalidade entre renda e saúde, apresentando evidências empíricas de trabalhos que discutiram o mesmo tema. O segundo capítulo faz uma análise descritiva dos indicadores de renda e saúde utilizados, para vários cortes temporais do período analisado. O terceiro capítulo apresenta a metodologia utilizada para atingir o objetivo do estudo, de testar a relação de causalidade entre as variáveis analisadas. O quarto capítulo mostra a análise dos resultados obtidos dos testes utilizados e por fim são feitas algumas considerações finais.

## CAPÍTULO 1 – CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE E SUA RELAÇÃO TEÓRICA<sup>1</sup>

Este capítulo está dividido em quatro seções e tem a pretensão de introduzir uma revisão teórica, bem como empírica, de como se dá essa relação de causalidade entre renda e saúde. Na primeira seção serão discutidas as diversas maneiras em que a renda interfere na saúde. Na segunda será apresentada a forma inversa, a saúde interferindo na renda. A terceira seção analisará a pobreza e como ela pode impactar a saúde. Por fim, a quarta seção mostrará alguns trabalhos de âmbito internacional e nacional que abordaram a mesma temática e os resultados obtidos por eles.

### 1.1 Renda causando a saúde

Há uma variedade considerável de trabalhos na área e não há um consenso quanto à relação de causalidade entre renda e saúde. Na primeira delas, a renda determinaria a saúde. Com uma renda maior, o indivíduo detém maiores condições para despender seu dinheiro para compras voltadas a gastos com saúde, como remédios, plano de saúde, consultas médicas, etc. Dessa forma, a probabilidade de se prevenir contra doenças ou melhor trata-las é maior. Argumenta-se ainda que pessoas com maior renda podem desfrutar de uma melhor nutrição e condição de vida, uma vez que adquiririam bens básicos, como alimentos, sendo estes de melhor qualidade ou estariam menos expostos ao estresse (CRESPO; REIS, 2008).

Outra forma que a renda poderia causar a saúde estaria ligada às características das condições de moradia daquele indivíduo. Parte da população reside em locais onde as condições de saneamento ainda são precárias, sujeitando-se a diversos tipos de enfermidades. A literatura sobre saúde indica claramente que a falta de condições adequadas de saneamento (água, esgotamento sanitário) é uma das principais causas da mortalidade na infância (SEROA DA MOTA; REZENDE, 1999 *apud* MENDONÇA; SEROA DA MOTTA, 2008).

Se uma maior renda garante uma probabilidade maior de se manter saudável, a falta dela pode gerar efeitos contrários. Mesmo havendo bens e serviços públicos de saúde, os pobres muitas vezes não têm acesso a estes, já que moram distantes de hospitais ou em áreas rurais. Dessa forma, os de menores rendas têm maior probabilidade de não ter acesso a serviços preventivos de saúde e a tratamentos, acarretando em uma saúde precária (DANTAS *et al.*, 2010)

---

<sup>1</sup> Estrutura baseado em Sala-i-Martin (2005) e SANTOS (2010).

O Brasil é um país de elevada desigualdade de renda em suas regiões e a aplicação de políticas públicas voltadas para essas variáveis têm sido cada vez mais importantes, tendo essas políticas o papel de compensar de alguma forma essas diferenças regionais. No País, os maiores programas assistenciais de transferência de renda são o Benefício de Prestação Continuada da Lei Orgânica da Assistência Social (BPC-LOAS), o Benefício da Aposentadoria Rural e o Programa Bolsa Família (PBF). Entende-se por programas assistenciais de distribuição de renda as transferências em que o beneficiário recebe um valor monetário sem ter contribuído diretamente para financia-lo (SOUZA, 2012). Entre esses programas o que tem recebido maior destaque é o Programa Bolsa Família, cujo enfoque são às famílias de baixa renda.

O Programa Bolsa Família (PBF) foi criado em 2003 e é um dos principais programas de transferência de renda. Seu objetivo gira em torno de três dimensões: alívio imediato da pobreza, reforço ao exercício de direitos sociais básicos nas áreas de saúde e educação e articulação com programas complementares, voltados ao desenvolvimento das famílias (BRASIL/MDS, 2010). Diversos estudos vêm mostrando a eficácia do programa, principalmente no combate a pobreza. O estudo “Avaliação de Impacto do Programa Bolsa família” (2007) analisou o impacto do PBF em diversas variáveis. Através do escore de propensão (Propensity Score Matching – PSM), e utilizando amostras de três grupos diferentes distribuídos em proporções desiguais, o estudo mostrou que o Programa atingiu de forma positiva não apenas a renda, mas outros setores como educação, saúde e poder de barganha feminino.

Brito *et al.* (2007) analisou os efeitos das transferências sobre diversas áreas e concluiu que os programas, como o bolsa família, geram impacto relevante sobre a pobreza e a desigualdade brasileira. Landim Junior (2009), também buscou verificar o efeito do PBF, mas desta vez sobre a economia dos municípios brasileiros, para além de seus efeitos sobre a pobreza e desigualdade. Para quantificar esse efeito, ele relaciona a variação nos números de famílias beneficiadas pelo Programa e o valor de repasse anual com o PIB *per capita* municipal, analisando esse PIB por setores, de maneira a obter o impacto econômico nas diferentes atividades da economia. Os resultados mostram a existência de impactos positivos sobre o PIB *per capita* dos municípios, que provém em grande parte do aumento da atividade industrial.

Cavalcante *et al.* (2011) analisa o efeito na renda, através de microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), nos anos de 2004 e 2006 e, utilizando a

metodologia de Propensity Score Matching (PSM), os resultados apontaram um efeito positivo, elevando-se o capital humano e podendo eliminar, no longo prazo, a armadilha da pobreza. São diversos os estudos que apontam os efeitos positivos de programas de transferências de renda, o que elevou o poder aquisitivo de grande parte da população nos últimos anos. Como já mencionado, o aumento na renda garante às famílias melhores condições de adquirir bens e serviços não disponíveis anteriormente, o que impactará diretamente em outros setores, como a saúde, um dos objetivos de análise deste trabalho.

## **1.2 Saúde causando renda**

Apesar de a renda afetar a saúde de diversas formas, existem diversos estudos que mostram o contrário. Essa outra relação está particularmente relacionada ao capital humano. O termo capital humano refere-se ao conjunto de habilidades e capacidades do indivíduo que afeta sua produtividade e depende dos investimentos realizados ao longo do ciclo de vida, tais como educação, hábitos de vida saudável e aquisição de bens e serviços de saúde (ARRAES *et al.*, 2008).

Assim, a saúde teria efeito direto sobre o crescimento econômico, através do capital humano; e indireto, através da educação (componente do capital humano), bem como pelo capital físico e do nível de eficiência (JACINTO *et al.*, 2008). Trabalhadores que possuem boa saúde tendem a ser mais produtivos que aqueles com saúde precária. O nível de produtividade afeta diretamente os salários desses trabalhadores e, assim, aqueles com melhor saúde teria mais chances de possuir um patamar salarial maior. Esses efeitos também podem ser observados em termos de renda agregada (WEIL, 2007).

A saúde também teria efeito sobre a educação, outro componente do capital humano. Crianças doentes têm um menor nível de aprendizagem, obtendo menor nível de educação e aumentando as chances de continuarem ou serem pobres no futuro (MACHADO, 2008). A saúde também afetaria a educação pela expectativa de vida, onde um aumento da mesma estimularia investimentos em educação, pois pessoas que esperam viver mais terão expectativas de maiores retornos em termos de salários. A saúde, ainda, influenciaria a educação pela morte precoce dos pais. Com a morte dos pais, aumenta a probabilidade de o jovem ingressar mais cedo no mercado de trabalho, reduzindo o tempo investido em educação, através de abandono ou redução dos estudos (DANTAS *et al.*, 2011).

Outra forma em que a saúde causa a renda é através do capital físico. Primeiramente, indivíduos que esperam viver muito depois da aposentadoria tendem a ter fortes motivos para investir e poupar, fazendo com que quanto maior seja a saúde, maior tenderá a ser a acumulação de capital físico (CHEN, 2008). Segundo, o efeito da saúde se daria através de investimentos públicos. Se boa parte da população tem saúde precária, resta ao governo aumentar seus gastos para suprir a demanda por bens e serviços de saúde, o que leva a uma redução em sua poupança e, portanto, a um menor investimento em infraestrutura, afetando os incentivos do setor privado de investir em capital físico (ARISTIDES DOS SANTOS, 2010).

Dessa forma, a renda e a saúde teriam, pelo menos em teoria, uma relação bidirecional. Na próxima seção será discutido o conceito de armadilha da pobreza, que surge dessa relação entre renda e saúde e que também será analisada no trabalho em forma de taxa de pobreza (P0).

### **1.3 Pobreza e Saúde**

Analisando as duas seções anteriores, podemos chegar à conclusão de que a relação entre renda e saúde pode ser considerada bidirecional. Um aumento na renda aumentaria as chances do indivíduo adquirir bens e serviços de saúde e, portanto, garantir uma melhor qualidade de vida. Essa melhora seria refletida, por exemplo, em um aumento sua produtividade, gerando aumentos em sua renda. Assim, renda e saúde formariam um círculo virtuoso. A pobreza, que pode ser entendida como a falta de renda, também pode afetar a saúde de diversas maneiras e criar um círculo vicioso, constituindo uma armadilha de pobreza e saúde precária.

Uma armadilha de pobreza pode ser definida como um mecanismo de auto reforço para a persistência da pobreza (AZARIADIS; STACHURSKI, 2004). Dessa forma, haveria uma armadilha de saúde precária e pobreza se a magnitude de ambos os efeitos, saúde sobre a renda e o efeito contrário, fossem suficientemente grandes (LORENTZEN *et al.*, 2006 *apud* SANTOS, 2010).

Meltzer (1992), Kalemli-Ozcan (2002), Chakraborty (2004,2005) e Soares (2005) são alguns dos autores que têm analisando essa relação e chegaram em resultados parecidos, onde alguns valores de parâmetros dos modelos mostraram haver equilíbrios de estado estacionário com possibilidade de um equilíbrio entre saúde e renda de nível baixo, com países de maior mortalidade propensos a investir menos e crescer lentamente. Dessa forma, com riqueza e

pobreza ocorrendo juntos, seriam necessários modelos quantitativos para testar a armadilha da pobreza.

Basicamente esse tema é explorado através de duas abordagens. A primeira delas, abordada em Bloom, Channig e Sevilla (2003), explora se os países tendem condicionalmente a único regime ou a múltiplos equilíbrios, controlando as variáveis exógenas. Eles encontram que, ao aplicar um teste de razão verossimilhança, a hipótese de um único regime pode ser rejeitada. A armadilha de pobreza é aceita, mas o trabalho não mostra como se dá essa armadilha. A segunda teoria, explorada no trabalho proposto Graham e Temple (2004), defende que a diferença de renda entre nações ricas e pobres seriam resultados de múltiplos equilíbrios, onde por volta de 25% países se encontrariam na armadilha da pobreza, tendo esse modelo o poder de explicar até 50% da variação da renda.

Cabe lembrar que não é objetivo desta dissertação testar nenhuma dessas hipóteses, mas dada as evidências, pretende-se verificar se existe alguma relação de causalidade entre pobreza, representada pela variável taxa de pobreza (P0) e Saúde (taxa de mortalidade infantil).

#### **1.4 Evidências empíricas**

Na literatura internacional, muitos estudos abordaram essa temática e procuraram entender melhor como se dá essa relação. Os pioneiros nesse campo foram Preston (1975) e Rodgers (1979) que através de análises transversais ecológicas dos países, definiram o cenário que ganharia espaço nos anos 90 e posterior. Em 1975, Preston havia estabelecido que a expectativa de vida nos anos de 1900, 1930 e 1960 apresentava uma relação não-linear com o rendimento nacional *per capita*, ou seja, não havia uma relação simples entre essas variáveis. Em 1990, o Banco Mundial produziu uma extensão desse trabalho, chegando a conclusões semelhantes (ROSS, 2004).

Todavia, em 1992, Wilkinson em um teste de significância da relação causal entre renda e mortalidade, durante os anos de 1971-1981, de nove nações da Organisation for Economic Co-operation and development (OCDE), encontrou que mudanças na mortalidade ocupacional eram significativamente relacionadas com mudanças na proporção de pessoas em cada ocupação, ganhando menos que cerca de 60% do salário médio. Ele também mostrou

que a expectativa de vida ao nascer está claramente associada à participação de rendimento disponível em pelo menos 70% da população.

A partir desse estudo, diversos outros trabalhos foram surgindo. Um que merece destaque é o de Balfour et. al. (1996), onde examinaram a relação entre a saúde e da igualdade como a renda é distribuída para os cinquenta estados do EUA entre os anos de 1980 e 1990. Seus resultados mostraram uma correlação significativa entre o percentual de renda familiar recebido pelos menos ricos de 50% em cada estado e a mortalidade. Outros fatores como falta de seguro médico e taxas de desemprego pioravam a medida que a desigualdade aumentava.

Após esses trabalhos iniciais, muitos outros autores passaram a analisar o impacto contrário, ou seja, o efeito da saúde sobre a renda. Knowles e Owen (1995) analisaram os efeitos da incorporação de um *proxy* para saúde no modelo de crescimento de Mankiw, Romer e Weil's, mostrando uma relação mais forte e robusta da saúde sobre a renda *per capita*. Bhargava et al. (2001) investigou os efeitos dos indicadores de saúde, como Taxas de Sobrevivência de Adultos (ASR) em taxas de crescimento econômico, em intervalos de 5 anos no período de 1965-1990 em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Dados em painel foram utilizados para o produto nacional bruto (GDP), além de diversos modelos econométricos. Os resultados mostraram a importância da ASR nas taxas de crescimento, principalmente para os países mais pobres.

Entretanto é importante notar que altas correlações entre renda e saúde nada dizem sobre causalidade, sendo necessária uma análise de precedência ou causalidade de Granger (SANTOS, 2010). Devlin e Hansen (2001), através da Causalidade de Granger, testam a exogeneidade do PIB, que é assumida em outros estudos como determinante dos gastos em saúde. Utilizando dados de vinte países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), eles encontram que as despesas em saúde causam o PIB no sentido Granger e vice-versa, chamando a atenção para especificação das variáveis dependentes e independentes em equações de despesas e crescimento econômico, mostrando que os modelos padrões de despesas de saúde agregados podem ser mal especificados.

Mais recentemente destaca-se o trabalho de Chen (2008), que aplica três testes de causalidade de Granger. Ele analisou dados de cento e cinco países em desenvolvimento entre 1960 e 2000 e encontrou evidências que suportam a ideia de uma relação bidirecional entre renda e saúde. Os testes de sensibilidade evidenciaram que os países de renda média desempenham um papel mais importante do que os de renda baixa na explicação dessa causalidade.

No Brasil esse estudo ainda é recente, mas já existem muitos trabalhos que abordam essa temática. Alves (2002), através de dados retirados da PNAD do ano de 1998 sobre o critério clínico / funcional e com uma amostra de 189.635 indivíduos, examinou a importância da saúde na determinação dos rendimentos dos trabalhadores brasileiros, mostrando que uma saúde precária provoca perdas através de três fontes de rendimentos (produtividade, taxa salarial e oferta de trabalho).

Andrade e Noronha (2007) fizeram uma análise inversa e procuraram avaliar como a distribuição de renda impacta o estado de saúde auto-reportado dos indivíduos. Através do modelo logit e de uma base de dados retirada da PNAD de 1993, 1998 e 2003, encontrou que a distribuição de renda afeta o estado de saúde, onde quanto maior a desigualdade nessa distribuição, menores as chances de o indivíduo reportar um melhor estado de saúde.

Crespo e Reis (2008), procurando investigar os impactos da renda na saúde das crianças no Brasil mostram que o aumento da renda familiar melhora a saúde da criança de forma significativa. Isso é possível uma vez que garante àquela família a possibilidade de consumir bens de maior qualidade, como alimentos, e desde cedo garantir a seus filhos um melhor acompanhamento médico, diminuindo as chances de contrair doenças que na fase inicial da vida, podem ser mais agravantes.

Mendonça e Motta (2008) demonstraram que a melhoria na cobertura de saneamento foi importante para redução da mortalidade infantil, na medida em que melhora a qualidade de vida da população, e na prevenção de diversas doenças ligadas à falta de saneamento. A moradia também afeta de acordo com a localidade, onde pessoas mais pobres tendem a morar em lugares mais distantes de hospitais e, muitas vezes, demorariam em obter ajuda.

Por fim é importante citar dois trabalhos recentes desenvolvidos por Jacinto *et al* (2009) e Santos (2010), os quais essa dissertação usa como base. O primeiro utiliza um painel de dados para os estados do Brasil, fazendo uso dos testes sugeridos por Holtz-Eakin, Newey e Rose (1988) e Granger e Huang (1997), buscando analisar a relação entre saúde e pobreza. Os resultados indicam que saúde causa pobreza no sentido Granger e vice-versa, evidenciando uma relação bi-causal entre as variáveis. O segundo busca analisar a causalidade entre renda e saúde para estados brasileiros do período de 1981-2007, utilizando 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). Ele chega à mesma conclusão e evidência uma relação bi-causal entre renda e saúde,

reforçando o papel de políticas públicas para melhorar a saúde e diminuir o diferencial de renda dos indivíduos.

## CAPÍTULO 2 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS DADOS

Este capítulo está dividido em três seções, objetivando demonstrar algumas estatísticas descritivas das variáveis renda e saúde para todos os estados do Brasil. Na primeira parte serão mostrados os indicadores utilizados durante este trabalho, bem como especificar as fontes dos dados. A segunda seção observa a evolução temporal dessas variáveis em alguns cortes de tempo, a fim de aprofundar a análise. A última seção analisa as correlações entre essas variáveis.

### 2.1. Base de dados

Nesta seção apresentam-se as fontes e os dados utilizados para avaliar a causalidade entre renda e saúde, objetivo deste capítulo.

A saúde pode ser interpretada de diversas maneiras, portanto a mensuração nessa área de estudo depende da definição que se queira partir. As medidas mais utilizadas na literatura, tanto nacional como internacional, estão relacionadas à mortalidade, através de taxas de mortalidade, ou da expectativa de vida. Foi adotado neste trabalho a taxa de mortalidade, precisamente a de mortalidade infantil. Essa variável é obtida pela razão de óbitos na faixa etária de 0 a 4 anos e a população dessa mesma faixa etária. Embora esse indicador se limite a uma faixa etária estabelecida, ela pode ser vista como indicador de saúde, pois reflete tanto a saúde das crianças como a dos pais, por está associada a políticas de saúde preventiva e acesso aos serviços de saúde (FIQUEIREDO *et al.*, 2003). Os dados foram obtidos para os todos os estados brasileiros, considerando o período de 1990 a 2011, retirados do Departamento de Informática do SUS (DATASUS).

Em relação a renda, a variável escolhida é a mesma adotada por diversos trabalhos, a renda domiciliar *per capita*, que representa a razão entre a soma da renda mensal de todos os indivíduos da família residente no domicílio e o número dos mesmos, medidos em termos constantes em Reais (R\$) de outubro de 2009. Todos os dados foram retirados do IPEADATA para o mesmo período e abrangência da variável anterior.

Outra variável que será testada, a pobreza ( $p_0$ ), é a proporção de pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior a linha de pobreza e também foi retirada do IPEADATA. Cabe lembrar que os dados têm como origem a PNAD, sendo que esta pesquisa não é realizada em

alguns anos (1991, 1994, 2000 e 2010). Para contornar a falta desses dados foram feitas médias simples dos dados relativos ao ano anterior e posterior.

## 2.2 Evolução temporal de indicadores de renda e saúde no Brasil

Esta seção objetiva mostrar a evolução temporal de alguns indicadores de renda e saúde, para os estados brasileiros no período de 1990 a 2011.

Primeiramente será feita uma análise mais agregada, observando a evolução desses indicadores nas regiões brasileiras e o País como um todo. A Tabela 1 mostra a evolução temporal na renda domiciliar *per capita* nas cinco regiões brasileira e o no Brasil.

Tabela 1 - Variações % na renda em diferentes períodos entre 1990-2011, regiões do Brasil

	1990-2011	91-2011	2000-2011	2000-2007	2008-2011
Brasil	46,72	1,97	2,47	1,98	3,44
Norte	-4,26	0,23	2,08	0,95	4,32
Nordeste	76,86	2,88	3,47	2,86	4,69
Sul	69,13	2,60	2,99	2,99	3,00
Sudeste	37,22	1,69	2,02	1,59	2,88
Centro-oeste	59,31	2,46	3,76	3,46	4,35

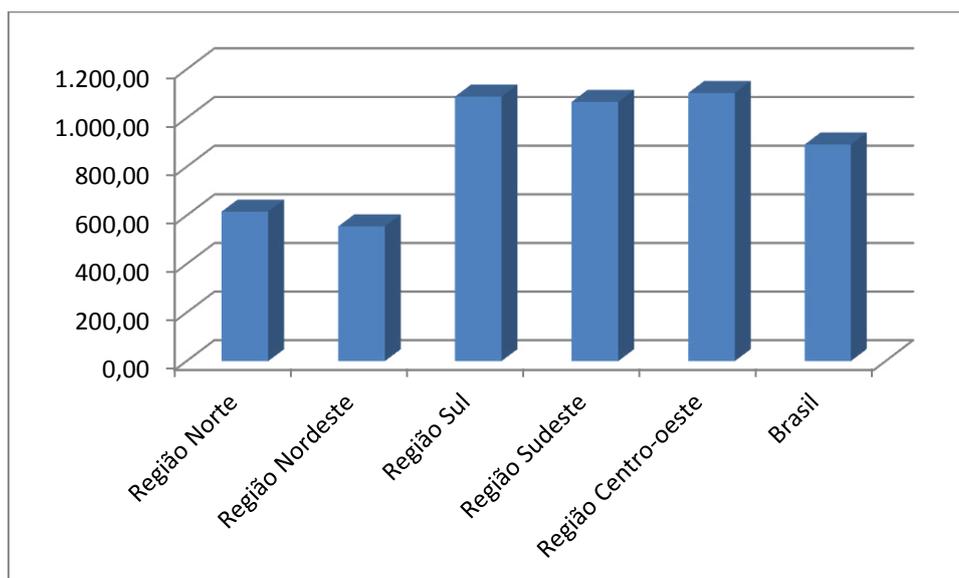
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA (2014).

NOTA: Valores de 1990-2011 calculados como a variação percentual total. Para os demais anos foi feita uma média aritmética das variações percentuais anuais na renda domiciliar *per capita* para os períodos em questão.

No período compreendido entre 1990 e 2011, todas as regiões, com exceção da região norte, que teve um decréscimo de 4,26%, tiveram crescimento em suas rendas. As regiões Nordeste e Sul foram as que mais cresceram, com 75,86% e 69,13%, respectivamente. O Brasil teve um crescimento de 46,72% no mesmo período. É importante destacar que as maiores taxas de crescimento ocorrem no período entre 2008-2011, mesmo ocorrendo após uma crise internacional, caracterizando o período com a maior média de crescimento, quando comparado aos demais períodos. O Nordeste, por exemplo, teve um crescimento anual médio de 4,69%, quase o dobro dos 2,88% do período 91-2011. A região Norte, que teve inexpressivo aumento de 0,23%, em 91-2011, obteve um aumento médio anual de 4,32% em 2008-2011. Esses dados evidenciam que nos últimos anos tem ocorridos aumentos de renda domiciliar *per capita* em todas as regiões do Brasil.

Entretanto, apesar de os resultados promissores, o mesmo não se pode dizer sobre a distribuição igualitária de renda. O Gráfico 1 mostra os níveis de renda entre as regiões para o ano de 2011. Como pode ser observado, as regiões Centro Oeste, Sul e Sudeste do país apresentam quase o dobro das rendas das regiões Norte e Nordeste, comprovando o grande problema de desigualdade de renda das regiões brasileiras.

Gráfico 1 - Renda domiciliar *per capita*, regiões do Brasil, ano 2011



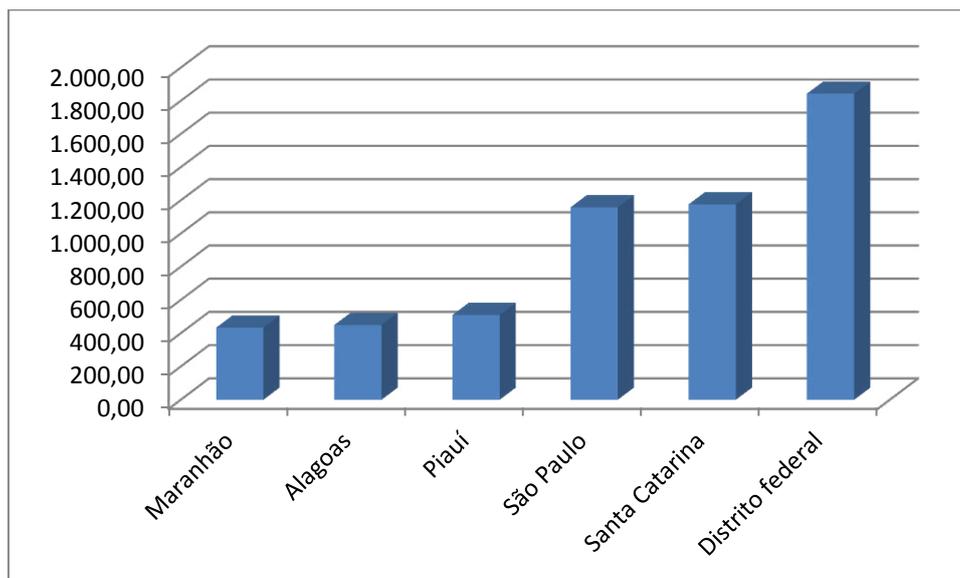
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA (2014).

Em relação aos estados brasileiros, a Tabela A1, do Apêndice, mostra suas evoluções em relação a renda domiciliar *per capita*. No período compreendido entre 1990-2011, a maioria dos estados apresentou crescimento, sendo os maiores representados por Piauí e Rio Grande do Norte, 134,51% e 100,62%, respectivamente (Tocantins teve um crescimento de 158,25%, porém para o período de 92-2011). É importante notar que as seis piores taxas de crescimento são todas representadas por estados do Norte, corroborando com a análise anterior, em que o estado teve um decréscimo de renda, no mesmo período analisado. Quando considerado o período 2008-2011, todos os estados, com exceção de Alagoas, apresentaram crescimento, inclusive Amazônia e Roraima, que haviam apresentado crescimento negativo no período 90-2011. Roraima, ainda, teve o maior crescimento entre os estados nesse período (12,46%).

As desigualdades de renda dos estados podem ser visualizadas no Gráfico 2, onde é apresentado as maiores e menores rendas entre os estados do Brasil, no ano de 2011. O Distrito Federal possui uma renda quase quatro vezes maior que a do Maranhão e São Paulo

possui o triplo de renda de cada um dos três piores. Apesar da desigualdade, é inegável a melhora das taxas de crescimento da renda de quase todos os estados nos últimos anos. Muitos atores têm defendido os programas de transferência de renda, como o Programa Bolsa Família, como principal fator (BRITO *et al.*, 2007; LANDIM JUNIOR, 2009; CAVALCANTI *et al.*, 2011).

Gráfico 2 - Maiores e menores rendas domiciliar *per capita*, estados do Brasil, ano 2011



Fonte: Elaboração própria a parti dos dados do IPEADATA (2014).

A Tabela 2 evidencia a evolução ao longo do tempo da pobreza no Brasil e suas regiões. O aumento de renda das regiões, mostrado anteriormente, impactaram na redução da porcentagem de pessoas vivendo abaixo da linha pobreza. Como a região Norte foi a que menos evoluiu em crescimento de renda, ela foi também a que obteve a menor redução na pobreza, de apenas 16,88%, no período de 1990 a 2011. Se levarmos em consideração as médias dos seus crescimentos anuais, sua redução foi de apenas 0,57%. A Região Sul e Centro-oeste foram as que tiveram as maiores reduções, com 73,92% e 73,41%, respectivamente.

Tabela 2 - Variações % na pobreza em diferentes períodos entre 1990-2011, regiões do Brasil.

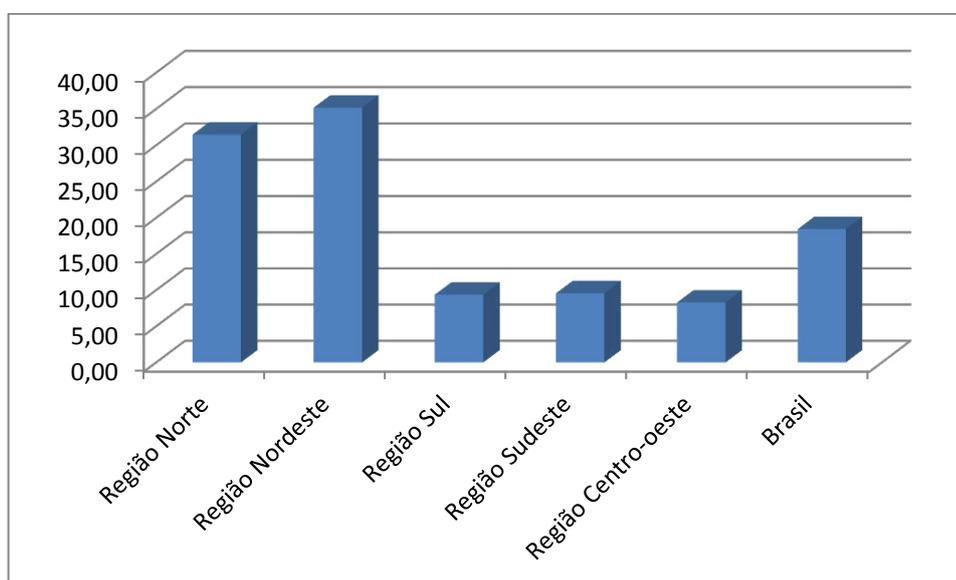
	1990-2011	91-2011	2000-2011	2000-2007	2008-2011
Brasil	-55,98	-3,71	-5,14	-3,89	-7,63
Norte	-16,88	-0,57	-3,16	-2,37	-4,74
Nordeste	-49,21	-3,11	-4,36	-3,29	-6,49
Sul	-73,92	-6,07	-8,34	-7,60	-9,82
Sudeste	-65,34	-4,58	-6,29	-4,52	-9,84
Centro-oeste	-73,41	-5,74	-8,79	-6,41	-13,56

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA (2014).

NOTA: Valores de 1990-2011 calculados como a variação percentual total. Para os demais anos foi feita uma média aritmética das variações percentuais anuais na pobreza (P0) para os períodos em questão.

Porém, embora as Regiões Norte e Nordeste tenham apresentado melhorias, o Gráfico 3 revela que essas regiões possuem uma pobreza muito maior que o Centro-sul do País. Em 2011, tanto o Nordeste (35,18%) quanto o Norte (31,47%) tiveram uma taxa de pobreza, individualmente, maior que a soma das outras três regiões (27,23%), evidenciando, mais uma vez, o grande nível de desigualdade presente no Brasil e Regiões.

Gráfico 3 - Proporção de Pobres (P0), regiões do Brasil, ano 2011



Fonte: Elaboração própria a parti dos dados do IPEADATA (2014).

A Tabela A2, no Apêndice, mostra a evolução temporal na porcentagem de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza nos estados do Brasil. Apesar da maioria dos estados apresentarem reduções nos anos analisados, aqueles referentes à Região Norte obtiveram as menores reduções ou até aumentos. É interessante notar que os anos mais recentes obtiveram os melhores resultados (maiores diminuições na taxa de pobreza). A justificativa pode ser

atribuída, assim como a do aumento da renda, a recentes políticas públicas de transferência de rendas, que atingem principalmente as classes de menores rendas e, portanto, no alívio imediato da pobreza.

Já a Tabela 3 reflete às taxas de mortalidade na infância para o Brasil e suas regiões, durante vários períodos entre 1990 e 2011. É possível observar que todas as regiões tiveram expressivas reduções, tendo as regiões Nordeste e Sul as maiores reduções, entre 1990 e 2011, com 76,28% e 62,78%, respectivamente. O Estado Norte foi o que teve a menor queda na taxa de mortalidade. Assim como na renda, os últimos anos foram determinantes para contribuição dessas quedas, onde o período de 2008-2011 representou a maior média de diminuição da taxa de mortalidade, podendo ser atribuído, também, a eficácia de políticas pública, como o Programa Saúde Família (PSF), que possui atuação maior no Nordeste e que se intensificou, principalmente, nos últimos anos.

Tabela 3 - Variações % na taxa de mortalidade na infância em diferentes períodos entre 1990-2011, regiões do Brasil

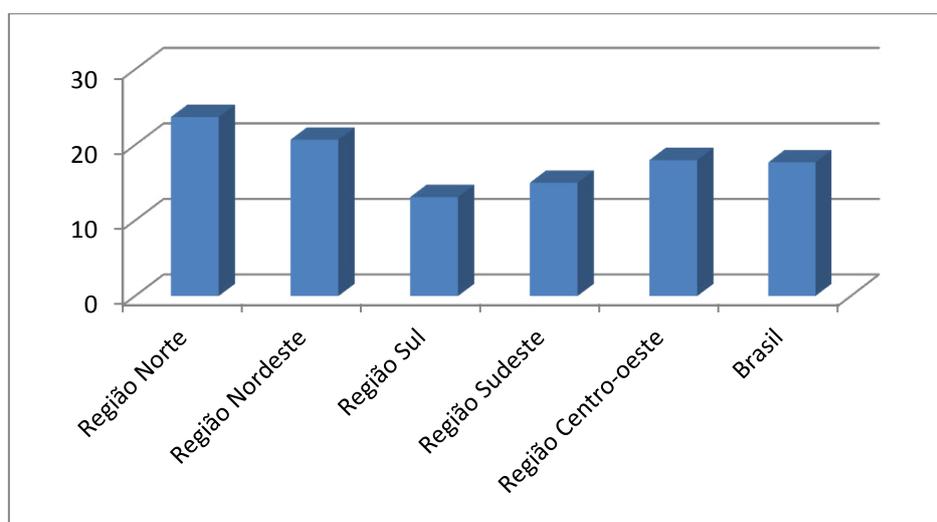
	1990-2011	91-2011	2000-2011	2000-2007	2008-2011
Brasil	-67,03	-5,14	-4,78	-4,70	-4,96
Norte	-55,19	-3,73	-4,22	-3,60	-5,47
Nordeste	-76,28	-6,61	-6,15	-6,10	-6,25
Sul	-62,78	-4,58	-3,84	-3,86	-3,80
Sudeste	-59,01	-4,15	-3,90	-4,17	-3,36
Centro-oeste	-56,09	-3,84	-3,37	-3,35	-3,43

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do DATASUS (2014).

NOTA: Valores de 1990-2011 calculados como a variação percentual total. Para os demais anos foi feita uma média aritmética das variações percentuais anuais na taxa de mortalidade infantil para os períodos em questão.

O Gráfico 4 mostra as regiões do Brasil e suas taxas de mortalidades no ano de 2011. É possível notar que os Estados Sul e Sudeste possuem as menores taxas de mortalidade (e, portanto, os melhores padrões de saúde), ao contrário das regiões Norte e Nordeste, que assim como no indicador de renda, possuem, também, os piores níveis de saúde (maiores taxas de mortalidade).

Gráfico 4 - Taxa de mortalidade infantil, regiões do Brasil, ano 2011

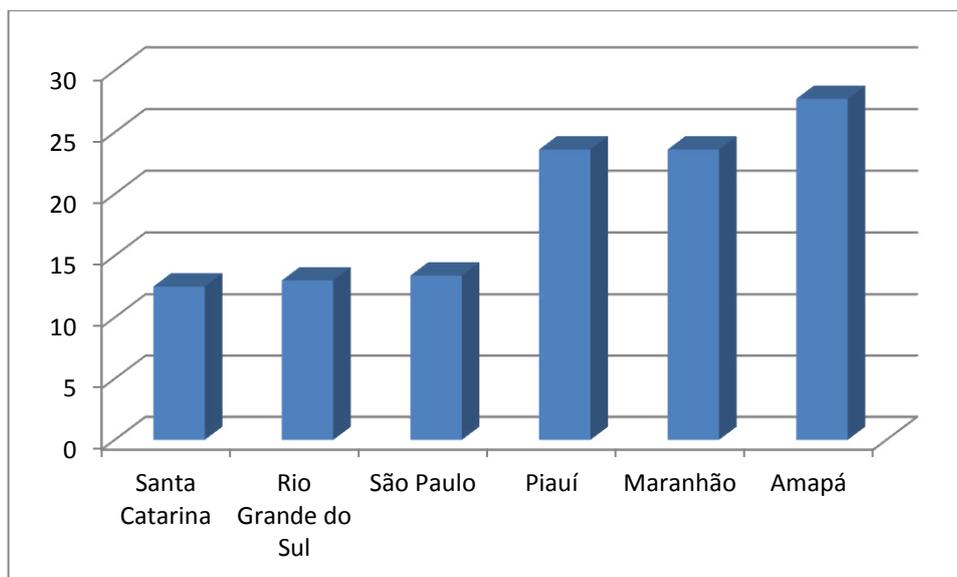


Fonte: Elaboração própria a parti dos dados do DATASUS (2014).

A Tabela A3 no Apêndice demonstra a evolução da taxa de mortalidade, agora para os estados brasileiros. Entre o período de 1990-2011, os estados que tiveram a maior redução foram Alagoas (82,93%), Ceará (80,69%) e Pernambuco (79,59%), evidenciando o Nordeste como o de maior melhora do indicador da saúde (redução na taxa de mortalidade infantil). Enquanto a maior parte dos estados dessa região apresentaram menores níveis de renda e alto grau de desigualdade, seu nível de saúde tiveram altos índices de evolução, mostrando que, ao menos em níveis agregados, o aumento da saúde não foi acompanhado pela renda, comprovando, em um primeiro momento, que a renda não deve ser um determinante da redução da taxa de mortalidade infantil.

Por fim, o Gráfico 5 mostra as maiores e menores taxas de mortalidade infantil no ano de 2011, onde os Estados do Maranhão, Piauí e Amapá possuem os piores indicadores de saúde (maiores taxa de mortalidade infantil), enquanto os Estados de Santa Catarina, Rio Grande de Sul e São Paulo possuem os melhores.

Gráfico 5 - Maiores e menores taxa de mortalidade infantil, regiões do Brasil, ano 2011



Fonte: Elaboração própria a parti dos dados do DATASUS (2014).

Fica claro, após analisar as tabelas e gráficos, que apesar das melhorias em saúde e renda, as altas taxas de mortalidade e os baixos níveis de renda estão concentrados, em termos agregados, tanto por regiões, como por estados, nas Regiões Norte e Nordeste.

### 2.3 Correlações entre renda e saúde

Essa seção mostra as correlações entre os indicadores de renda e saúde, utilizando da base dados de todos os estados do Brasil, entre os anos de 1990 a 2011.

#### 2.3.1 Correlação entre renda e saúde: Regiões do Brasil

Através dos dados, a hipótese considerada é uma relação positiva entre renda e saúde, influenciada pela causalidade da renda sobre a saúde - onde a medida que as regiões ou estados aumentam suas rendas, as pessoas passam a adquirir mais bens relacionados à saúde - e pela causalidade da saúde sobre renda - onde uma melhor saúde aumentaria a produtividade daquela região ou estado e portanto aumentaria a renda. Como a variável analisada da saúde é a taxa de mortalidade infantil (TMI), espera-se uma relação negativa entre ela e a renda e uma correlação negativa entre TMI e a Pobreza (P0).

A princípio foi realizado uma análise agregada utilizando a base de dados dos estados brasileiros para analisar as correlações do Brasil e suas regiões. A Tabela 4 mostra os

coeficientes de correlação entre renda, TMI e pobreza para as regiões brasileiras no período de 1990 a 2011. Como pode ser observado, todas as regiões tem o sinal de correlação como esperado. O Nordeste, por exemplo, tem um coeficiente de correlação de -0,83 entre renda e taxa de mortalidade infantil, e de 0,85 entre pobreza e a TMI, entre 1990 e 2011.

Tabela 4 – Correlações entre renda, pobreza e saúde, regiões do Brasil, 1990-2011

	Renda e TMI	TMI e PO
Norte	-0,23	0,69***
Nordeste	-0,83***	0,85***
Sul	-0,78***	0,86***
Sudeste	-0,89***	0,94***
Centro-Oeste	-0,83***	0,90***
Brasil	-0,82***	0,88***

Fonte: Elaboração própria através do programa estatístico Stata12

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

Já a Tabela 5 mostra os coeficientes de correlação entre renda, TMI e pobreza, considerando até cinco níveis de defasagens das variáveis para os estados do Brasil em dados agrupados, no período de 1990 a 2011. Todas as correlações são estatisticamente diferentes de zero e apresentam os sinais esperados. As correlações entre o nível da taxa de mortalidade na infância e nível e defasagens da renda são todas negativas (variando entre -0,63 e -0,65), já as correlações entre nível da pobreza e nível e defasagens da taxa de mortalidade infantil são todas positivas.

A significância estatística encontrada na análise das variáveis defasadas pode estar indicando haver uma relação entre saúde e renda futura, ou seja, um aumento na renda pode impactar de forma defasada na saúde em até cinco anos, sendo a mesma análise para relação entre saúde e pobreza.

Tabela 5 – Correlações entre renda, pobreza e saúde, estados do Brasil, dados agrupados de 1990-2011

	<b>Renda</b>	<b>TMI</b>	<b>PO</b>
<b>TMI</b>	<b>-0,63***</b>	1,00	<b>0,76***</b>
<b>TMI.1</b>	<b>-0,65***</b>	0,99	<b>0,78***</b>
<b>TMI.2</b>	<b>-0,65***</b>	0,99	<b>0,78***</b>
<b>TMI.3</b>	<b>-0,65***</b>	0,98	<b>0,79***</b>
<b>TMI.4</b>	<b>-0,65***</b>	0,97	<b>0,79***</b>
<b>TMI.5</b>	<b>-0,65***</b>	0,96	<b>0,79***</b>
<b>Renda</b>	1,00	<b>-0,63***</b>	-0,84
<b>Renda.1</b>	0,97	<b>-0,63***</b>	-0,82
<b>Renda.2</b>	0,94	<b>-0,63***</b>	-0,79
<b>Renda.3</b>	0,93	<b>-0,63***</b>	-0,77
<b>Renda.4</b>	0,91	<b>-0,63***</b>	-0,76
<b>Renda.5</b>	0,89	<b>-0,63***</b>	-0,74
<b>PO</b>	-0,84	<b>0,76***</b>	1,00
<b>PO.1</b>	-0,83	<b>0,75***</b>	0,97
<b>PO.2</b>	-0,81	<b>0,74***</b>	0,95
<b>PO.3</b>	-0,81	<b>0,73***</b>	0,93
<b>PO.4</b>	-0,80	<b>0,72***</b>	0,92
<b>PO.5</b>	-0,78	<b>0,70***</b>	0,91

Fonte: Elaboração própria através do programa estatístico Stata12.

Notas: TMI.1 refere-se a defasagem de um período desta variável, com mesmo pensamento analógico para as demais variáveis. \*\*\* indica significância a 1%; \*\* indica significância a 5% e \* indica significância a 10%.

### 2.3.2 Correlação entre renda e saúde: Estados do Brasil

É de se esperar que as correlações obtidas dos dados agrupados acima tenham sido influenciadas pelas diversas relações entre os estados. A Tabela 6 apresenta os coeficientes de correlação para todos os estados do Brasil. A grande maioria dos estados apresenta os coeficientes de correlação, tais como esperado (renda e TMI negativa e PO e TMI positiva) e estatisticamente diferente de zero. Pernambuco, por exemplo, tem um coeficiente entre renda e taxa de mortalidade infantil de -0,82 e 0,78 entre pobreza e TMI. Para São Paulo e Pará foram, respectivamente: -0,64 e 0,62; e -0,45 e 0,86. É importante observar que os estados de cujas correlações não foram como se esperavam (renda e TMI positiva ou PO e TMI negativa), pertencem todos a Região Norte, corroborando com as análises feitas anteriormente, onde a região apresentou pior crescimento da renda (negativa, no período analisado) e menores quedas das taxa de mortalidade infantil, com seus estados tendo

tendência decrescente ou pequenos crescimentos na renda. Apesar disso, quase todos os estados apresentaram um relação positiva e significativa entre renda e saúde (ou seja, negativa entre renda e TMI).

Tabela 6 – Correlações entre renda, pobreza e saúde, estados do Brasil, dados agrupados de 1990-2011

	Renda e TMI	PO e TMI
Acre	-0,22	0,08
Alagoas	-0,62***	0,73***
Amazonas	0,11	0,33
Amapá	0,08	0,11
Bahia	-0,74***	0,85***
Ceará	-0,86***	0,89***
Distrito Federal	-0,72***	0,49***
Espírito Santo	-0,86***	0,93***
Goiás	-0,75***	0,89***
Maranhão	-0,85***	0,77***
Minas Gerais	-0,87***	0,95***
Mato Grosso do Sul	-0,89***	0,95***
Mato Grosso	-0,84***	0,93***
Pará	-0,45**	0,86***
Paraíba	-0,81***	0,85***
Pernambuco	-0,82***	0,78***
Piauí	-0,91***	0,91***
Paraná	-0,89***	0,93***
Rio de Janeiro	-0,85***	0,90***
Rio Grande do Norte	-0,84***	0,88***
Rondônia	-0,30	0,68***
Roraima	0,61***	-0,44**
Rio Grande do Sul	-0,88***	0,87***
Santa Catarina	-0,79***	0,98***
Sergipe	-0,86***	0,91***
São Paulo	-0,64***	0,62***

Fonte: Cálculos do autor a parti do software Stata12.

Notas: \*\*\* indica significância a 1%; \*\* indica significância a 5% e \* indica significância a 10%. O estado de Tocantins foi excluído dessa análise, tendo em vista que não há dados para os estados para o períodos em questão.

## CAPÍTULO 3 – METODOLOGIA

Este capítulo será dividido em duas partes. A primeira será dedicada aos testes de raiz unitária. A seguinte ao teste de causalidade que será utilizada neste trabalho. O teste de causalidade utilizado se refere à causalidade no sentido de Granger desenvolvido por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), que considera a homogeneidade nos parâmetros a serem estimados, tendo a significância dos parâmetros pelo teste de Wald. Testes de causalidade no sentido Granger são bastante utilizados na área de economia da saúde, principalmente na relação renda/saúde e tem sido bastante empregado nos últimos trabalhos que falam sobre essa temática.

Esta dissertação seguirá como base o modelo apresentado e empregado por Santos (2010) para os testes de raiz unitária e causalidade no sentido Granger. O teste de raiz unitária é fundamental neste estudo, onde sua presença em dados em painel pode levar a uma estimação a ser espúria. Caso seja confirmada que as séries são não estacionárias, serão realizados testes de co-integração, de forma a se obter uma relação consistente.

O conceito do teste de causalidade está ligado à capacidade de uma variável ajudar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. A sua aplicação aos modelos de série de tempo é extensa, embora em modelos que utilizam dados em painel sejam relativamente recente. Entre as vantagens da utilização em dados em painel pode ser destacado o maior número de observações, que aumenta os graus de liberdade e reduz o grau de colinearidade entre as variáveis explicativas e consequentemente melhora a eficiência do parâmetro estimado. Por fim, a análise em dados de painel gera previsões mais precisas de resultados individuais que dados em série 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 *apud* SANTOS, 2010).

### 3.1 Teste para raiz unitária para dados em painel

A presença de raiz unitária em dados em painel pode levar uma relação econométrica estimada a ser espúria, sendo necessária a aplicação de teste de raiz unitária. Por isso, antes de estimar as equações a serem apresentadas na próxima seção, têm que ser aplicados testes de raiz unitária para dados em painel, com o objetivo de verificar se as séries utilizadas contêm raiz unitária.

O uso de teste de raiz unitária em dados de painel é recente e são encontrados na literatura divididos em dois grupos. O primeiro grupo assume a hipótese de um processo de raiz unitária comum, onde os parâmetros possuem a mesma estrutura auto regressiva (AR (1)), possibilitando o efeito individual. Levin *et al* (2002) e Breitung (2000) fazem parte desse grupo e são considerados como sendo um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A hipótese nula é a que cada série seja integrada de ordem um, contra a hipótese das séries serem todas estacionárias.

A existência de um processo individual de raiz unitária, onde os parâmetros variam livremente para cada unidade, está incorporado no segundo grupo. Im, Pesaran e Shin (2003), que propõem o teste, fazem 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 e a hipótese alternativa seria que pelo menos uma série é estacionária. Já os teste ADF-Fisher e o PP-Fisher (BALGATI, 2005) não levam em conta as t-estatísticas, mas deriva da combinação dos valores  $p$  de cada teste de raiz individual.

Todos os testes acima descritos serão aplicados para o painel com os estados do Brasil.

### 3.2 Teste de causalidade proposto por Holtiz-Eakin, Newey e Rosen (1988)

Para entender este teste de causalidade, considere o sistema conhecido como *panel vector autorregressivo* (PVAR):

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

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

Nas equações (1) e (2),  $Y_{it}$  representa uma medida de renda do estado  $i$  no ano  $t$  e  $X_{it}$  é uma medida de saúde no estado  $i$  no ano  $t$ .  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são os termos de intercepto comuns aos estados,  $\eta_{1i}$  e  $\eta_{2i}$  são os efeitos fixos, que catam a heterogeneidade individual dos estados, constantes ao longo do tempo, e  $k$  significa a defasagem que varia de 1 até  $K$ .

Em relação a hipótese de causalidade de Grange, neste teste ela é verificada a parti do teste de Wald. Trata-se de um teste de restrições aplicados aos parâmetros do modelo estimado. Assim, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de  $X$  para  $Y$  se nem todos os  $\beta_{1i}$  forem iguais a zero em (1), mas todos os  $\gamma_{2i}$  forem iguais a zero em (2). Caso seja observado o contrário, ou seja, se todos os  $\beta_{1i}$  forem iguais a zero em (1), mas nem todos

os  $y_{2t}$ 's forem iguais a zero em (2) haverá causalidade no sentido Granger unidirecional de  $Y$  para  $X$ . É possível ocorrer causalidade de Granger bidirecional entre  $X$  e  $Y$  se nem todos os  $\beta_{1i}$ 's e nem todos os  $y_{2t}$ 's forem iguais a zero. É possível, ainda, haver casos em que não há causalidade de Granger entre  $X$  e  $Y$ , bastando que todos os  $\beta_{1i}$ 's e  $y_{2t}$ 's sejam iguais a zero.

Para estimar essas equações, (1) e (2), será utilizado o Método dos Momentos Generalizados (GMM) proposto por Arellano e Bond (1991), onde derivam duas versões para esses estimadores. A primeira, conhecida como estimador *one-step*, supõe-se que os termos de erro são independente e homocedásticos nas unidades de *cross-section* e ao longo do tempo, enquanto que na segunda de *two-step*, os resíduos gerados na primeira etapa são empregados para obter uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância, permitindo relaxar as hipóteses de independência e consistência. Esses métodos estimam as equações em primeiras diferenças e, nesse caso, o termo de erro é correlacionado com a variável dependente defasada. Para resolver esse problema, o método utiliza os valores defasados das variáveis em nível como instrumento para as diferenças. Também deve ser levado em consideração a possível endogeneidade da variável explicativa, porém a metodologia de Arellano e Bond (1991) permite solucionar esse problema da mesma forma que o da variável dependente defasada, instrumentalizando as diferenças pelas variáveis defasadas em nível. Diversos estudos têm observado (JACINTO *et al*, 2008) que na versão *two-step* do estimador de GMM, os desvios padrões tendem a ser viesados para baixo em pequenas amostras, recomendando o uso da versão *one-step*, o que será utilizado neste trabalho.

Outra questão importante é em relação ao número de defasagens, um critério que exige bastante atenção. Muitos trabalhos variam em relação a escolha, utilizando métodos tradicionais em séries de tempo para escolha de defasagens. Como o objetivo dessa dissertação é analisar como a variável  $X$  é capaz de ajudar na previsão da variável  $Y$ , e vice-versa, será utilizado neste estudo um critério arbitrário, mas flexível, o mesmo feito por Rocha e Nakane (2007), Hurlin e Venet (2008), Jacinto *et al.*(2008), Santos (2010) e Dantas *et al.* (2010). Neste trabalho, levando em consideração o espaço temporal analisado, será testada a causalidade de um a três defasagens. Assim, está sendo considerado que o efeito da renda sobre a saúde, ou o contrário, não passe de três anos.

Esse método permitirá testar a causalidade entre renda e saúde utilizando um painel com os 25 estados mais o Distrito federal, no período de 1990 a 2011, utilizando os indicadores renda domiciliar *per capita* e taxa de mortalidade na infância. Como o objetivo é testar a causalidade entre renda e saúde, controlando possíveis diferenças dessa relação no

Brasil, o mesmo teste será empregado para os estados do Norte-Nordeste, de forma a comparar os resultados dessas regiões com o Brasil<sup>2</sup>, tendo em vista que são as regiões de maior desigualdade de renda do País.

Também será testada, de forma adicional, a relação de causalidade entre a taxa de pobreza ( $p_0$ ) e a taxa de mortalidade infantil, para as mesmas amostras no mesmo período. É interessante notar que as variações na pobreza estão relacionadas tanto a variações na renda média como na desigualdade de renda e, portanto, pode apresentar resultados diferentes dos encontrados na relação de causalidade entre renda e saúde. Essa diferença se daria através do impacto da desigualdade de renda sobre a pobreza e da relação desse impacto com a saúde.

---

<sup>2</sup> O mesmo tentou ser feito com as regiões de maiores rendas (Sul-Sudeste), entretanto, devido ao número menor de estados (e, portanto, de observações) não foi possível.

## CAPITULO 4 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo objetiva analisar os resultados obtidos do teste de causalidade aplicados nos estados brasileiros e se encontra dividido em duas seções. A primeira apresenta os testes de raiz unitária, enquanto o segundo analisa os resultados do teste de causalidade aplicados na amostra dos estados brasileiros e das regiões Norte-Nordeste para o período de 1990 a 2011.

### 4.1 Análise dos resultados de raiz unitária

Esta seção apresenta os testes de raiz unitária aplicados para todas as séries (renda domiciliar *per capita*, pobreza e taxa de mortalidade infantil), a fim de descobrir se elas são estacionárias. Todos os testes empregados nesta dissertação consideram a variável em nível e foram aplicados através da seleção automática de defasagens pelo método de Schwars. Esses testes consideram três diferentes especificações: com intercepto individual, com tendência e intercepto individual e sem tendência e sem intercepto.

A Tabela A4, no Apêndice, mostra os testes de raiz unitária para a variável renda<sup>3</sup>. Como pode ser observado, a hipótese nula de raiz unitária deve ser aceita para todos os teste, independente da especificação dos testes.

Já na Tabela A5 no Apêndice mostra os testes de raiz unitária para variável pobreza. Assim como nos testes da renda, a hipótese nula de raiz unitária deve ser aceita para todos os testes aplicados, independente das especificações dos testes. O mesmo pode ser concluído com a variável taxa de mortalidade infantil, visto na Tabela A6 do Apêndice, em que todos os testes apontam para estacionaridade da série.

Dessa forma, todas as séries podem ser consideradas estacionárias, não sendo necessário testes de co-integração, podendo os teste de causalidade serem aplicados sem gerar correlações espúrias entre as variáveis.

---

<sup>3</sup> A princípio, tanto a renda *per capita* como a taxa de pobreza quando testadas em nível, a hipótese nula de raiz unitária era rejeitada para maioria dos testes, sendo necessário transformar essas variáveis em suas primeiras diferenças.

## 4.2 Análise dos resultados dos testes de causalidade

As Tabelas A7 e A8 do Apêndice trazem as estimações entre renda e a taxa de mortalidade infantil para os estados do Brasil, todas feitas pelo método GMM para painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991). Na Tabela 7 é mostrado os resultados para os testes de causalidade entre renda e taxa de mortalidade infantil. É possível notar que considerando um nível de 5%, com duas e três defasagens, a hipótese nula de que a renda não Grange causa TMI deve ser rejeitada. E a mesma hipótese deve ser rejeitada para todas as defasagens considerando um nível de 10%. Já a hipótese nula que de TMI não Grange causa renda deve ser rejeita para uma e duas defasagens a um nível de 10%, mas aceita, quando se leva em consideração três defasagens.

Dessa forma, considerando três defasagens, a um nível de 1%, haveria causalidade unidirecional de renda para saúde. Contudo, para uma e duas defasagens, a um nível de 10%, há bi-causalidade. Portanto a conclusão geral é que há bi-causalidade entre renda e saúde, o que corrobora com os resultados obtidos por outros autores, visto no referencial teórico.

Tabela 7 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre renda e Saúde (TMI), estados do Brasil, 1990-2011

Defasagens	Renda causa TMI H0: Renda não Grange-causa TMI		Renda causa TMI H0: TMI não Grange-causa Renda	
	Wald	Prob	Wald	Prob
1	<b>2,80</b>	<b>0,0940</b>	<b>3,56</b>	<b>0,0592</b>
2	<b>3,97</b>	<b>0,0463</b>	<b>6,89</b>	<b>0,0086</b>
3	<b>19,57</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,97</b>	<b>0,3230</b>

As Tabelas A9 e A10 no Apêndice revelam os resultados das estimações entre pobreza e taxa de mortalidade infantil. Já a tabela 8 traz os testes de causalidade entre a taxa de mortalidade infantil (saúde) e pobreza para os estados do Brasil. Como o estudo considera a hipótese que há relação de causalidade entre renda e saúde, é esperado também a mesma relação entre pobreza e saúde. Entretanto, como a pobreza é determinada tanto pela renda média como pela desigualdade da mesma, é possível que os resultados sejam diferentes.

Os resultados evidenciam que para uma e duas defasagens a hipótese nula que TMI não Grange causa pobreza deve ser rejeitada, mesmo há 1%. Já a hipótese de que P0 não Grange causa TMI deve ser aceita, independente do número de defasagens. Com isso, considerando uma e duas defasagens, há causalidade unidirecional da saúde para pobreza. Esse resultado se mostra diferente do obtido anteriormente, mas de acordo com o trabalho de Santos (2010). A explicação para isso, como dito anteriormente, poderia estar relacionada a influencia da desigualdade de renda sobre a pobreza e a relação desta última na saúde.

Tabela 8 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre pobreza e Saúde (TMI), estados do Brasil, 1990-2011

Defasagens	TMI causa P0 H0: TMI não Grange-causa P0		P0 causa TMI H0: P0 não Grange-causa TMI	
	Wald	Prob	Wald	Prob
1	<b>10,74</b>	<b>0,0014</b>	<b>0,10</b>	<b>0,7495</b>
2	<b>7,24</b>	<b>0,0071</b>	<b>1,76</b>	<b>0,1844</b>
3	<b>1,70</b>	<b>0,1919</b>	<b>0,2571</b>	<b>0,6121</b>

As Tabelas A11 a A14, do Apêndice, trazem os resultados das estimações entre renda e TMI e entre pobreza e TMI para os estados das regiões mais pobres, o Norte-Nordeste, todas feitas pelo método GMM para painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991). Já a Tabela 9 mostra o teste de causalidade entre renda e saúde para o grupo de estados de renda mais baixa. Nota-se, observando os resultados, que eles são um pouco diferentes dos apresentados para o Brasil. Considerando apenas uma defasagem, a hipótese nula de Renda não Grande-causa TMI deve ser aceita, mesmo a 10%. O mesmo pode ser dito sobre a hipótese nula TMI não Grange-causa Renda. Dessa forma, considerando apenas uma defasagem, não haveria relação de causalidade entre renda e saúde. Entretanto, quando consideramos duas defasagens, e um nível de 5%, a hipótese nula deve ser rejeitada para ambos os casos, evidenciando bi-causalidade entre as variáveis. Já quando consideremos três defasagens, a qualquer nível de significância, haveria causalidade na direção de renda para saúde. Dessa forma, a direção de causalidade depende do número de defasagens adotado.

Tabela 9 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre renda e Saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011

Defasagens	Renda causa TMI H0: Renda não Grange-causa TMI		TMI causa Renda H0: TMI não Grange-causa Renda	
	Wald	Prob	Wald	Prob
1	<b>1,27</b>	<b>0,2584</b>	<b>2,13</b>	<b>0,1441</b>
2	<b>4,86</b>	<b>0,0274</b>	<b>11,31</b>	<b>0,0008</b>
3	<b>19,35</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,99</b>	<b>0,3258</b>

Por fim a Tabela 10 revela o resultado de causalidade entre pobreza e saúde para o grupo de estados da região Norte-Nordeste. Considerando todas as defasagens, a qualquer nível de significância, a hipótese nula de TMI não Grange-causa P0 deve ser rejeitada. Já a hipótese nula que P0 não Grange-causa TMI deve ser rejeitada para um ou três defasagens, a um nível de 1%. Dessa forma, diferente dos resultados obtidos para o Brasil, considerando uma ou três defasagens, haveria causalidade unidirecional da pobreza para saúde. A diferença de resultados pode ser atribuída ao alto grau de desigualdade presente nessas regiões, principalmente quando comparadas a nível nacional, embora essa suposição não seja testada no presente estudo.

Tabela 10 - Teste causalidade de Holtz-Eakin, Newey e Rosen(1988) entre pobreza e Saúde (TMI), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011

Defasagens	TMI causa P0 H0: TMI não Grange-causa P0		P0 causa TMI H0: P0 não Grange-causa TMI	
	Wald	Prob	Wald	Prob
1	<b>1,51</b>	<b>0,2178</b>	<b>35,93</b>	<b>0,0000</b>
2	<b>0,09</b>	<b>0,7556</b>	<b>0,8613</b>	<b>0,3534</b>
3	<b>0,45</b>	<b>0,5011</b>	<b>10,11</b>	<b>0,0015</b>

Assim, quando se observa os resultados para o Brasil e considerando um nível de significância de 10%, a relação de causalidade de renda e saúde ocorre de forma bidirecional para a maioria das defasagens. O resultado, no entanto, é diferente quando se analisa os estados mais pobres (Norte e Nordeste), onde a direção de causalidade depende dos números de defasagens adotados.

## CONCLUSÕES

Este trabalho teve a finalidade de analisar a relação de causalidade entre renda e saúde considerando uma análise temporal mais recente, caracterizado por aumentos significativos de renda e saúde (diminuição da TMI) contribuindo para os estudos de economia da saúde, que vem ganhando cada vez mais espaço, mas que ainda possui poucas contribuições na literatura nacional. Foi aplicado o teste de causalidade Granger, proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) para base de dados dos estados brasileiros no período de 1990 a 2011. O mesmo teste também foi elaborado para os estados mais pobres (região Norte e Nordeste) como uma forma de controlar as potenciais diferenças dessa relação no território brasileiro, tendo em vista as disparidades observadas entre eles. Paralelamente, buscou testar a relação de causalidade entre pobreza e saúde, tendo em mente que a desigualdade presente no Brasil poderia trazer resultados diferentes dos apresando na causalidade entre renda e saúde.

Primeiramente, o trabalho buscou fazer um estudo descritivo dos indicadores utilizados de renda e saúde. Quando se observou o período completo, de 1990 a 2011, a maioria dos estados do Brasil obteve aumentos na renda domiciliar *per capita*, sendo que doze estados tiveram um aumento maior que 60%. Forma similar ocorre com a proporção de pobres nos estados, que apresentaram importantes reduções no período. Entretanto, alguns estados da região Norte apresentaram apenas pequenas melhoras nesses indicadores, ocorrendo em alguns casos reduções na renda e aumentos na pobreza. Contudo, quando se analisou os anos mais recentes (2008 a 2011), evidenciou-se que houveram as maiores taxas de aumentos na renda e diminuição na pobreza, incluindo a Região Norte. Em relação a taxa de mortalidade infantil, todos os estados obtiveram quedas consideráveis no período de 1990 a 2011. É importante salientar que o Brasil possui uma grande desigualdade nos indicadores de renda e saúde das suas regiões, sendo concentrados principalmente nos estados do Norte e Nordeste.

Em relação à análise de correlações, os dados agrupados dos estados do Brasil, em geral, mostraram-se como esperado, apresentando uma relação positiva e significativa entre renda e saúde (negativa entre renda e TMI) e negativa entre pobreza e saúde (positiva entre P0 e TMI). A análise também foi estendida com algumas defasagens e expandida para cada estado, mostrando-se significativas e de acordo com o esperado para as variáveis renda, pobreza e saúde. Embora alguns estados da região Norte tenham apresentado relação positiva entre renda e TMI e negativa entre pobreza e TMI, esses resultados não foram

estatisticamente significantes. É importante lembrar, todavia, que correlação não garante causalidade.

Na análise de causalidade foi utilizado o método de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) que apresentou resultados diferentes entre as bases de dados do Brasil e dos estados mais pobres (Norte e Nordeste). Quando considerados todos os estados do Brasil, a relação de causalidade entre renda e saúde foi determinada como bidirecional para a maioria das defasagens. Esses resultados estão de acordo com os encontrados em Chen (2008), Erdil e Yetkiner (2009) e SANTOS (2010). Essa relação suporta a teoria que há uma relação de causalidade da renda sobre a saúde – onde a medida que os indivíduos aumentam seu poder aquisitivo, passam a dispor de melhores condições de adquirir bens relacionados à saúde – como de maneira similar da saúde sobre a renda – através do aumento de produtividade e de, por conta disso, auferir maiores ganhos salariais. Quando analisados os estados mais pobres, as direções de causalidade dependiam do número de defasagens considerados, sendo bi-causal para duas defasagens e unidirecional (renda sobre saúde) para três defasagens.

A importância desses resultados tem implicações políticas consideráveis. Tendo em vista o círculo virtuoso entre renda e saúde e a relação de bi-causalidade entre as variáveis, políticas que visem o aumento da renda podem ser alteradas para aumentar também a saúde da população e impactar mais ainda sobre a renda. Como observa Sala-i-Martin (2005), a bi-causalidade entre renda e saúde mostra que tentar combater os problemas de baixa renda e pobreza do país sem se preocupar com a saúde, ou vice-versa, pode-se levar a não obter o resultado que se espera. Isso acontece porque, por exemplo, investimentos em políticas que visem apenas o combate da pobreza não seriam eficazes, pois as pessoas que possuem saúde precária não teriam incentivos para investir em capital humano ou em poupar. Da mesma forma que políticas voltadas apenas para a saúde não teriam efeitos se essa população continua vivendo em condições inadequadas de habitação ou alimentação, estando sujeitas a sofrerem choques negativos de saúde (SANTOS, 2010). Dessa forma, é necessária criação de políticas que afetem simultaneamente a renda e a saúde.

Algumas sugestões podem ser feitas para trabalhos futuros, tais como aplicação de testes que permitam medir o efeito da renda sobre a saúde, e vice-versa, onde impactos pequenos podem levar a conclusões diferentes da causalidade. Também é importante desenvolver mais estudos que analisem especificamente os benefícios de políticas públicas sobre essa relação, levando em consideração fatores indiretos como educação e desigualdade de renda nessa relação.

## REFERÊNCIAS

- ALVES, L. F.; **Docentes da UFMG: Impactos do Estado de Saúde Sobre os Rendimentos Individuais no Brasil.** 2002.116f. Dissertação (Mestrado em economia)-Faculdade de Ciências Econômica, Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2002.
- ANDRADE, M. V.; NORONHA, K. V. M. S. A Importância da Saúde Como um dos Determinantes da Distribuição de Rendimentos e Pobreza no Brasil. 2004. Ampec 2004. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A136.pdf>. Acesso em: 15 jan. 2014.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and na Application to Employment Equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- SANTOS, A. M; **Docentes da UFA: Causalidade entre Renda e Saúde: Uma Análise Através da Abordagem de Dados em Paineis com os Estados e os Municípios Brasileiros.** 2010. 138f. Dissertação (Mestrado em economia)-Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2010.
- ARRAES, R. A.; BARROS, S. J.; MARIANO, F. Z. Medidas de Capital Humano e seus Efeitos sobre os Diferenciais de Produtividade: Uma Comparação entre os Estados do Ceará e Santa Catarina. **Encontro Economia do Ceará em Debate.** 2008.
- AZARIADIS, C.; STACHURSKI, J. “Poverty Traps”, In: Philippe Aghion and Steven Durlauf, (eds): **Handbook of Economic Growth**, volume 1ª, p. 296-346, 2005.
- BALFOUR, J. L. et al. Inequality in Income and Mortality in the United States: Analysis of Mortality and Potential Pathways. **BMJ**, vol. 312, no. 7037, p. 999-1003, 1996.
- BHARGAVA, A. et al. 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.
- BRASIL/MDS – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate a fome. Transferência de renda como fator preponderante na diminuição da desigualdade social no Brasil: os efeitos do Programa Bolsa Família. Disponível em: [www.ipc-undp.org/publications/mds/4p.pdf](http://www.ipc-undp.org/publications/mds/4p.pdf). Acesso em: 12 jan. 2014.
- BRITO, T.; MEDEIROS, M.; SOARES, F. Programas Focalizados de Transferência de Renda no Brasil: Contribuições para o Debate. **IPEA – Brasília**, junho de 2007, Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=4540](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4540). Acesso em: 6 jan. 2014.
- CACCIAMALI, M. C. **Distribuição de renda no Brasil: Persistência do Elevado Grau de Desigualdade.** Manual de Economia, ed. Saraiva, p. 406-422, 2002.

CAVALCANTI, D. M.; COSTA, E. M.; SILVA, J. L. M. O Impacto do Programa Bolsa Família na renda e na Educação: As Evidências para o Nordeste Brasileiro, nos anos de 2004 e 2006, **BNB**, 2012. Disponível em: [http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2012/docs/sim1\\_mesa6\\_o\\_impact\\_o\\_programa\\_bolsa\\_familia\\_renda\\_educacao.pdf](http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2012/docs/sim1_mesa6_o_impact_o_programa_bolsa_familia_renda_educacao.pdf) . Acesso em: 10 fev. 2014.

CHEN, W. **Three Essays on the Health and Wealth of Nations**. University of Victoria, 2008. Disponível em: [http://dspace.library.uvic.ca:8080/bitstream/handle/1828/973/PhD\\_Thesis\\_WeichunChen.pdf?sequence=1](http://dspace.library.uvic.ca:8080/bitstream/handle/1828/973/PhD_Thesis_WeichunChen.pdf?sequence=1). Acesso em: 15 nov. 2013

CRESPO, A.; REIS, M. Child Health, Household Income and the Local Public Provision of Health care in Brazil. 2007. Disponível em: [http://www.webmeets.com/files/papers/LACEA-LAMES/2007/514/CHILD\\_HEALTH\\_Final.pdf](http://www.webmeets.com/files/papers/LACEA-LAMES/2007/514/CHILD_HEALTH_Final.pdf). Acesso em: 20 nov. 2013

DANTAS, A. B. et al. Causalidade entre Renda e Saúde: Uma Análise Através da Abordagem de Dados em Painel com os Estados do Brasil. **Est. Eco**, São Paulo, vol. 42, ..2, p.229-261, 2012.

DATASUS - DEPARTAMENTO DE INFORMÁTICA DO SUS. Disponível em: [www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br). Último acesso em 10/02/14.

DEVLIN, N.; HARSÉN, P. Health Care Spending and Economic Output: Granger Causality. **Applied Economics Association**, 2001.

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

FIGUEREDO, L.; NOORONHA, 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.

GRAHAM, B. S.; TEMPLE, J. R. W. Rich Nations, Poor Nations: How Much Can Multiple Equilibria Explain? **Unpublished manuscript** (revised version of CEPR discussion paper 3046), 2004.

GRANGER, C. W. J. E HUANG, L. Evaluation of Panel Data Models: Some suggestions from Times Series, **Discussion Paper**, 1997. Disponível em: <file:///C:/Users/Artur/Downloads/SSRN-id52400.pdf>. Acesso em 13 jan. 2014.

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

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. Testing Granger Causality in Heterogeneous Panel Data Models with Fixed Coefficients. **Work Paper**, Laboratoire d'Economie d'Orleans, 2004.

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

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

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br) Último acesso em 13/01/14.

IPEADATA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). Último acesso em 20/02/14.

JACINTO, P. A; SANTOS, A. M. ; TEJADA, C. A. O. Pobreza e Saúde: Evidências de Causalidade em um Painel de Dados para o Brasil. **BNB**, 2009. Disponível em: [https://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2008/docs/pobreza\\_e\\_saude.pdf](https://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2008/docs/pobreza_e_saude.pdf). Acesso em: 20 set. 2013.

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.

LANDIM JUNIOR, P. H. Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a Economia dos Municípios Brasileiros. **INSPER**, Ago, 2009. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/MOZAMBIQUEEXTN/Resources/382130-1353959219773/Day-3-Bolsa-Familia-CBA-2010-2.pdf>. Acesso em: 14 dez. 2013.

LEVIN, A. LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Union root tests in panel data: asymptotic na finite sample properties. **Journal of econometrics**, v. 108 p. 1-24, 2002.

MACHADO, D. C. Efeitos da Saúde na Idade de Entrada à Escola. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38 p. 67-95, 2008

MENDONÇA, M. J. C; SEROA DE MOTTA, R. Saúde e Saneamento no Brasil. **IPEA**, 2008. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/viewFile/33/33>. Acesso em: 03 jan. 2014.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. Disponível em: [www.portalsaude.saude.gov.br](http://www.portalsaude.saude.gov.br). Último acesso em 05/07/13

MINISTÉRIO DE DESENVOLVIMENTO SOCIAL E COMBATE À FOME. Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família. **Centro de desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR/UFMG**. Out, 2007.

NERI, M. C. E SOARES, W. L. Estimando o Impacto da Renda na Saúde Através de Programas de Transferências de Renda aos Idosos de Baixa Renda no Brasil. **Ensaio Econômicos**, 2007. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/959/2200.pdf?sequence=1>. Acesso em: 12 nov. 2013.

PRESTON, H. The Changing Relation Between Mortality and Level of Economic Development. **Population Studies**, p. 231-248, 1975.

PNUD - PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. Disponível em: [www.pnud.gov.br](http://www.pnud.gov.br). Último acesso em 09/07/13

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

RODGERS, G. Income and Inequality as Determinants of Mortality. **Population Studies**, 1979.

ROSS, J. Understanding the Demographic Transition Revisited as a Global Process. **Policy Project**. 2004.

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.

SIMÕES, C. C. da S. **Perfis de Saúde e de Mortalidade no Brasil: Uma análise de seus Condicionantes em Grupos Populacionais Específicos**. Brasília, 2002.

SOUZA, A. P. **Políticas de Distribuição de Renda no Brasil e o Bolsa Família**. 2012. Disponível em: <http://www.schwartzman.org.br/simon/agenda5.pdf>. Acesso em 05 mar. 2014.

WEIL David N. Economic Growth Unide States od America. **PEARSON**, 2005.

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

WILKINSON, R.G. Income Distribution and Life Expectancy. **Education & Debate**. v. 304, p. 165-168, 1992.

## Apêndices

Tabela A1 - Variações % na renda em diferentes períodos entre 1990-2011, estados do Brasil

	90-2011	91-2011	2000-2011	2000-2007	2008-2011
Acre	30,12	1,94	0,15	-1,30	3,07
Alagoas	57,17	2,63	2,64	4,17	-0,40
Amazonas	-29,90	-0,75	2,65	1,89	4,18
Amapá	-10,72	1,08	2,45	2,60	2,16
Bahia	64,24	2,53	4,18	3,13	6,27
Ceará	99,93	3,52	3,95	2,90	6,04
Distrito Federal	47,78	2,30	3,17	3,37	2,78
Espírito Santo	64,08	2,65	3,28	2,73	4,39
Goiás	46,85	2,05	3,76	3,71	3,84
Maranhão	91,67	3,55	3,73	4,35	2,50
Minas Gerais	68,86	2,69	3,56	3,01	4,64
Mato Grosso do Sul	75,76	2,91	4,60	4,96	3,88
Mato Grosso	71,33	3,33	4,15	2,01	8,44
Pará	10,27	0,81	1,90	1,07	3,55
Paraíba	96,32	3,79	2,17	0,78	4,94
Pernambuco	51,27	2,23	2,82	1,85	4,75
Piauí	134,51	4,31	4,65	6,53	0,88
Paraná	86,045	3,22	3,36	4,08	1,94
Rio de Janeiro	43,84	1,92	1,56	1,34	1,99
Rio Grande do Norte	100,62	3,66	3,71	3,24	4,66
Rondônia	19,08	1,50	1,14	-1,57	6,59
Roraima	-33,51	-0,07	2,97	-1,77	12,46
Rio Grande do Sul	55,06	2,16	2,26	1,48	3,82
Santa Catarina	70,12	2,70	3,94	4,21	3,41
Sergipe	97,92	3,46	3,81	2,35	6,72
São Paulo	24,60	1,27	1,63	1,22	2,45
Tocantins	158,25*	5,40*	5,63	5,81	5,29

Fonte: Elaboração própria a parti dos dados do IPEADATA (2014).

NOTA: Valores de 1990-2011 calculados como a variação percentual total, Para os demais anos foi feita uma média aritmética das variações percentuais anuais na renda domiciliar *per capita* para os períodos em questão,

\*os valores de Tocantins foram calculados a parti de 92, tendo em vista que não há dados para os estados para períodos anteriores,

Tabela A2 - Variações % na pobreza em diferentes períodos entre 1990-2011, estados do Brasil

	90-2011	91-2011	2000-2011	2000-2007	2008-2011
Acre	-23,64	-0,65	-2,07	0,24	-6,68
Alagoas	-41,71	-2,43	-3,07	-2,16	-4,90
Amazonas	33,87	2,49	-2,78	-1,83	-4,70
Amapá	68,99	7,08	1,68	3,36	-1,69
Bahia	-50,77	-3,24	-4,57	-3,18	-7,36
Ceará	-54,75	-3,63	-4,90	-3,89	-6,92
Distrito Federal	-48,78	-2,11	-6,42	-4,59	-10,08
Espírito Santo	-80,15	-7,10	-8,54	-7,25	-11,11
Goiás	-74,14	-5,87	-9,00	-7,43	-12,15
Maranhão	-39,35	-2,24	-3,62	-3,72	-3,42
Minas Gerais	-77,14	-6,56	-9,03	-7,12	-12,86
Mato Grosso do Sul	-79,41	-6,64	-10,27	-7,51	-15,81
Mato Grosso	-76,76	-6,05	-8,45	-4,16	-17,03
Pará	-28,67	-1,42	-2,64	-2,59	-2,73
Paraíba	-54,77	-3,51	-4,32	-1,98	-9,01
Pernambuco	-44,91	-2,70	-4,17	-2,65	-7,21
Piauí	-54,64	-3,61	-4,81	-4,51	-5,42
Paraná	-79,03	-6,89	-9,86	-8,34	-12,90
Rio de Janeiro	-60,44	-3,75	-3,33	-1,84	-6,31
Rio Grande do Norte	-52,42	-3,34	-4,24	-3,55	-5,62
Rondônia	-40,82	-1,78	-3,48	-0,20	-10,03
Roraima	40,42	4,78	0,32	6,42	-11,87
Rio Grande do Sul	-65,04	-4,74	-6,56	-5,18	-9,31
Santa Catarina	-78,09	-6,59	-8,24	-11,49	-1,73
Sergipe	-52,31	-3,37	-5,05	-4,13	-6,89
São Paulo	-53,26	-2,90	-5,64	-3,56	-9,80
Tocantins	-62,90*	-4,84*	-6,17	-5,08	-8,35

Fonte: Elaboração própria a parti dos dados do IPEADATA (2014).

NOTA: Valores de 1990-2011 calculados como a variação percentual total, Para os demais anos foi feita uma média aritmética das variações percentuais anuais na renda domiciliar *per capita* para os períodos em questão,

\*os valores de Tocantins foram calculados a parti de 92, tendo em vista que não há dados para os estados para períodos anteriores,

Tabela A3 - Variações % na taxa de mortalidade infantil em diferentes períodos entre 1990-2011, estados do Brasil

	90-2011	91-2011	2000-2011	2000-2007	2008-2011
Acre	-66,36	-5,00	-3,93	-2,75	-6,28
Alagoas	-82,94	-8,06	-7,02	-7,06	-6,93
Amazonas	-53,22	-3,52	-4,56	-4,35	-4,99
Amapá	-36,90	-2,09	-2,36	-1,40	-4,29
Bahia	-70,04	-5,56	-4,98	-4,72	-5,51
Ceará	-80,70	-7,52	-7,58	-7,52	-7,71
Distrito Federal	-60,58	-4,30	-2,59	-3,62	-0,53
Espírito Santo	-62,73	-4,57	-3,83	-3,04	-5,43
Goiás	-56,09	-3,82	-2,78	-2,86	-2,62
Maranhão	-73,24	-6,06	-5,40	-4,96	-6,28
Minas Gerais	-59,36	-4,20	-4,41	-4,54	-4,16
Mato Grosso do Sul	-56,99	-3,91	-4,77	-3,85	-6,62
Mato Grosso	-51,34	-3,36	-3,83	-3,69	-4,11
Pará	-54,03	-3,62	-3,91	-3,25	-5,23
Paraíba	-78,92	-7,12	-7,00	-7,36	-6,27
Pernambuco	-79,59	-7,27	-6,76	-7,14	-6,00
Piauí	-68,49	-5,34	-5,11	-5,50	-4,32
Paraná	-68,88	-5,40	-4,55	-4,99	-3,67
Rio de Janeiro	-54,82	-3,70	-3,28	-4,04	-1,75
Rio Grande do Norte	-78,21	-6,98	-6,42	-6,30	-6,66
Rondônia	-59,96	-4,23	-5,15	-4,12	-7,22
Roraima	-58,42	-4,00	-3,50	-1,21	-8,08
Rio Grande do Sul	-60,24	-4,27	-3,12	-2,77	-3,83
Santa Catarina	-70,10	-5,56	-3,90	-4,12	-3,47
Sergipe	-73,11	-6,05	-6,47	-6,58	-6,24
São Paulo	-61,27	-4,41	-3,75	-4,07	-3,10
Tocantins	-56,18	-3,81	-5,21	-4,82	-6,01

Fonte: Elaboração própria a parti dos dados do DATASUS (2014).

NOTA: Valores de 1990-2011 calculados como a variação percentual total, Para os demais anos foi feita uma média aritmética das variações percentuais anuais na taxa de mortalidade infantil para os períodos em questão,

Tabela A4 – Teste de raiz unitária para variável renda, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1990 a 2011

Testes	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.
Levin, Lin & Chu t	-12,1883	0,0000	-10,0289	0,0000	-13,7566	0,0000
Breitung t-stat	-	-	-8,4578	0,0000	-	-
Im, Pesaran, Shin W-stat	-11,7319	0,0000	-9,5660	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square	171,612	0,0000	128,934	0,0000	219,853	0,0000
PP – Fisher Chi - square	195,061	0,0000	150,957	0,0000	241,408	0,0000

Tabela A5 – Teste de raiz unitária para variável PO, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1990 a 2011

Testes	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.
Levin, Lin & Chu t	-1,9468	0,0000	-10,9018	0,0000	-11,7968	0,0000
Breitung t-stat	-	-	-9,4033	0,0000	-	-
Im, Pesaran, Shin W-stat	-11,4143	0,0000	-9,9925	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square	166,382	0,0000	134,898	0,0000	183,120	0,0000
PP – Fisher Chi - square	161,803	0,0000	125,853	0,0000	193,646	0,0000

Tabela A6 – Teste de raiz unitária para variável TMI, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1990 a 2011

Testes	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.	Estatística	Prob.
Levin, Lin & Chu t	-31,9450	0,0000	-8,7729	0,0000	-46,1249	0,0000
Breitung t-stat	-	-	-2,0086	0,0223	-	-
Im, Pesaran, Shin W-stat	-22,5518	0,0000	-2,6906	0,0036	-	-
ADF – Fisher Chi-square	622,023	0,0000	61,1753	0,0007	295,412	0,0000
PP – Fisher Chi - square	995,373	0,0000	66,3247	0,0001	318,076	0,0000

Tabela A7 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente renda

Coefficientes	Lag1	Lag2	Lag3
Saúde1	-0,2974* (-1,67)	4,1189* (1,76)	-2,2631 (-0,47)
Renda1	-0,1259*** (-6,57)	1,49E-05 (0,00)	0,0233 (0,50)
Saúde2	-	-2,4218 (-1,03)	-9,9718** (-2,14)
Renda2	-	-0,0006 (-0,01)	-0,0319 (-0,39)
Saúde3	-	-	8,8331** (2,38)
Renda3	-	-	-0,0804 (0,90)
Observações	468	416	364
Autoc. 1°	-	-26,02	-11,61
Autoc. 2°	1,85	-1,50	-0,30

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t.

Tabela A8 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente TMI

Coeficientes	Lag1	Lag2	Lag3
Renda1	-0,0017* (-1,88)	-0,0010*** (-1,01)	0,0029* (1,94)
Saúde1	-0,1789*** (-2,93)	-0,0801 (-0,78)	-0,0716 (-1,15)
Renda2	-	-0,0022*** (-3,75)	-0,0020* (-1,75)
Saúde2	-	-0,0451 (-0,62)	-0,0127 (-0,21)
Renda3	-	-	0,0013* (1,70)
Saúde3	-	-	0,0117 (0,22)
Observações	468	442	364
Autoc. 1°	-26,42	-8,68	-7,43
Autoc. 2°	3,10	0,17	0,65

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t,

Tabela A9 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente TMI

Coeficientes	Lag1	Lag2	Lag3
Saúde1	-0,2149*** (3,18)	-0,0853 (-0,90)	-0,0698 (-1,12)
P01	0,0253*** (-3,40)	0,0353*** (3,78)	-0,0286 (-1,42)
Saúde2	-	-0,0309 (-0,44)	-0,0375 (-0,50)
P02	-	0,0037 (0,32)	0,0516** (2,15)
Saúde3	-	-	0,0400 (0,54)
P03	-	-	0,0240 (1,48)
Observações	494	416	364
Autoc. 1°	-77,38	-8,30	-7,81
Autoc. 2°	2,97	-0,27	0,33

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t.

Tabela A10 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente P0

Coeficientes	Lag1	Lag2	Lag3
P01	-0,1421*** (-3,97)	-0,2658** (-2,18)	0,0489 (0,69)
Saúde1	-0,0138 (-0,31)	-0,5102 (-1,52)	-0,7086 (-1,39)
P02	-	-0,2356** (-2,07)	0,2072* (1,57)
Saúde2	-	0,3916 (1,37)	1,0066** (2,39)
P03	-	-	0,1218*** (2,89)
Saúde3	-	-	-0,3661 (-1,32)
Observações	468	416	364
Autoc. 1°	-	-13,11	-7,69
Autoc. 2°	4,82	0,89	-0,77

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t.

Tabela A11 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e TMI (saúde), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011, Variável dependente renda

Coeficientes	Lag1	Lag2	Lag3
Saúde1	1,2800 (1,13)	5,5176** (2,56)	-0,1858 (-0,05)
Renda1	-0,2365*** (-6,46)	0,0091 (0,12)	-0,1286*** (-2,94)
Saúde2	-	-2,8241* (-1,47)	-5,7033* (-1,63)
Renda2	-	-0,0790 (-1,04)	0,0326 (0,28)
Saúde3	-	-	4,1252* (1,85)
Renda3	-	-	0,0027 (0,03)
Observações	270	240	210
Autoc. 1°	-	-	-5,52
Autoc. 2°	0,63	-1,76	-0,90

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t.

Tabela A12 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, renda domiciliar *per capita* (renda) e TMI (saúde), estados do Norte-Nordeste, 1990-2011, Variável dependente TMI

Coeficientes	Lag1	Lag2	Lag3
Renda1	-0,0020 (-1,46)	-0,0034*** (-4,04)	0,0021* (1,29)
Saúde1	-0,1223* (-1,91)	1,0292*** (20,47)	0,9232*** (12,50)
Renda2	-	3,56E-05 (0,04)	-0,0016 (-1,63)
Saúde2	-	-0,0357 (-0,46)	-0,0664 (-1,01)
Renda3	-	-	0,0017* (1,94)
Saúde3	-	-	0,0452 (0,74)
Observações	270	240	210
Autoc. 1°	-13,99	-6,59	-7,44
Autoc. 2°	2,37	0,32	0,85

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t.

Tabela A13 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Norte-Nordeste, Variável dependente TMI

Coeficientes	Lag1	Lag2	Lag3
Saúde1	-0,1267** (-2,00)	0,9637*** (18,17)	0,9215*** (24,87)
P01	0,0253 (1,23)	0,0241** (2,06)	-0,0262 (-1,40)
Saúde2	-	-0,0069 (-0,09)	-0,0855 (-1,26)
P02	-	-0,0307** (-2,45)	0,0452** (2,19)
Saúde3	-	-	0,0683 (1,00)
P03	-	-	0,0018 (0,10)
Observações	270	240	210
Autoc. 1°	-13,46	-6,16	-6,21
Autoc. 2°	2,45	-0,01	0,66

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t.

Tabela A14 – Resultado do estimador GMM para dados de painel, taxa de pobreza (P0) e TMI (saúde), estados do Brasil, 1990-2011, Variável dependente P0

Coeficientes	Lag1	Lag2	Lag3
P01	-0,1393*** (-2,86)	-0,2499** (-2,42)	-0,0086 (-0,14)
Saúde1	0,0505*** (5,99)	-0,3265 (-0,98)	-0,3791 (-1,16)
P02	-	-0,1313* (-1,96)	0,1257 (0,82)
Saúde2	-	0,2559 (0,97)	1,0752** (2,50)
P03	-	-	0,0634* (1,74)
Saúde3	-	-	-0,5713* (-1,71)
Observações	270	240	210
Autoc. 1°	-9,11	-6,03	-5,18
Autoc. 2°	2,09	-10,25	-0,05

Fonte: Cálculos do autor

Notas: \*significante a 10%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 1%, Valores em parênteses representam a estatística t.