

# CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE: UMA ANÁLISE ATRAVÉS DA ABORDAGEM DE DADOS EM PAINEL COM OS ESTADOS DO BRASIL

Anderson Moreira Aristides dos Santos<sup>\*</sup>

César Augusto Oviedo Tejada<sup>\*\*</sup>

Paulo de Andrade Jacinto<sup>\*\*\*</sup>

Anderson de Barros Dantas<sup>\*\*\*\*</sup>

## Resumo

Este trabalho tem o objetivo de analisar a relação de causalidade entre renda e saúde, buscando controlar as potenciais diferenças dessa relação ao longo do território brasileiro. Para tanto, três testes de causalidade de Granger para dados em painel, propostos respectivamente por Holtz-Eakin et al. (1988), Granger e Huang (1997), e Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005), são aplicados para uma base de dados com os estados brasileiros no período de 1981-2007. Os principais resultados mostram que quando considerados testes com uma estrutura homogênea nos parâmetros as conclusões podem ser enganosas. E assim, o teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005), que controla os diferentes tipos de heterogeneidade, apontam que no Brasil as evidências são mais claras para causalidade no sentido da saúde para a renda

Palavras-chave: renda, saúde, causalidade de Granger, dados em painel.

## Abstract

This paper aims to analyze causality relationship between income and health, seeking to control the potential differences of this relation over the Brazilian territory. Three tests for Granger causality in panel data, proposed respectively by Holtz-Eakin et al. (1988), Granger and Huang (1997) and Hurlin and Venet (2004) and Hurlin (2004, 2005), are applied to a database of Brazilian states over the period 1981-2007. The main results show that when considered the causality tests with homogeneous structure parameters, the conclusions can be misleading. And so, the test proposed by Hurlin and Venet (2004) and Hurlin (2004, 2005), which controls the different types of heterogeneity, indicate that in Brazil the evidence is clearer for causality in direction from health to income.

Key-words: income, health, Granger causality, panel data.

JEL Classification: I10, I18, I32

**Área 11** - Economia Social e Demografia Econômica

---

\* Mestre em Economia pelo Curso de Mestrado em Economia Aplicada – CMEA/UFAL onde foi bolsista Capes.

\*\* Professor do Mestrado em Organizações e Mercado da Universidade Federal de Pelotas – MOM/UFPEL.

\*\*\* Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE/PUCRS.

\*\*\*\* Professor do Curso de Mestrado em Economia Aplicada – CMEA/UFAL.

## 1- INTRODUÇÃO

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

Causalidade da renda sobre a saúde pode indicar que lugares com baixo nível de renda e saúde precária, devem focar em políticas públicas para aumentar o nível da renda, e assim, afetar a saúde da população. Contudo, causalidade no sentido contrário indica que as políticas devem ser direcionadas para saúde com intuito de aumentar o nível de renda. Ou seja, o entendimento da relação de causalidade entre renda e saúde pode ter implicações para políticas públicas, e, portanto, análises empíricas são de fundamental relevância. Na literatura teórica, por exemplo, em Sala-i-Martin (2005), Weil (2005) e Chen (2008), a relação entre renda e saúde é apresentada como bidirecional, ou de outra forma, renda causa saúde e vice-versa.

Segundo dados do Ipeadata entre 1981 e 2007 a renda domiciliar *per capita* aumentou em 40%, já os dados do Datasus apontam que a taxa de mortalidade na infância foi reduzida em 74%. Contudo, há uma forte desigualdade nos indicadores dos estados brasileiros, onde em geral estados do Norte e Nordeste apresentam os piores indicadores tanto de saúde como de renda.

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

Esse trabalho está dividido em quatro seções além desta. A segunda seção apresenta a relação teórica de causalidade entre renda e saúde, além de algumas evidências empíricas. A terceira seção apresenta a metodologia utilizada neste trabalho. A quarta seção primeiramente analisa brevemente correlações entre renda e saúde e, posteriormente, faz uma análise dos testes de causalidade. Por fim, a quinta seção faz as considerações finais.

## 2. RELAÇÃO TEÓRICA DE CAUSALIDADE ENTRE RENDA E SAÚDE <sup>1</sup>

Nesta seção é apresentada uma revisão teórica e empírica da relação entre renda e saúde.

### 2.1 Renda causa saúde

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

Primeiro, as pessoas com maior renda têm maior possibilidade de adquirir bens e serviços de saúde tais como: consultas médicas, medicamentos e planos de saúde. Portanto, pessoas mais ricas podem dispor de exames preventivos, e/ou, quando diagnosticado uma doença, podem ter acesso ao tratamento necessário. Alguns trabalhos mostram que no Brasil indivíduos de baixa renda demandam menos serviços de saúde, principalmente a parte que se refere à saúde preventiva (IBGE, 2005; ALMEIDA et al., 2000; NORONHA; ANDRADE, 2002).

Portanto, o sistema público de saúde no Brasil tem fundamental importância na tentativa de redução das desigualdades do acesso à saúde (CRESPO; REIS, 2008). Assim, é esperado que o SUS ao melhorar sua qualidade e eficácia seja benéfico a toda a população, principalmente aos mais pobres que são os que mais necessitam do serviço público de saúde.

---

<sup>1</sup> Baseado em parte em Sala-i-Martin (2005).

Contudo, mesmo supondo eficácia e qualidade do SUS, ou seja, havendo um bom serviço público de saúde, a renda pode ter influência sobre a saúde através da maior probabilidade que os pobres têm de sofrer choques negativos na saúde (CRESPO; REIS, 2008). Uma das explicações para esse fato se encontra na possibilidade que um maior nível de renda traz de as pessoas adquirirem bens básicos como os alimentos, conseqüentemente, diminuindo ou erradicando a desnutrição e/ou a insegurança alimentar. (ALVEZ; BELLUZZO, 2004; MONTEIRO et al., 2009; CRESPO; REIS, 2008). Nesse ponto as políticas públicas de transferência de renda podem ser importantes (DUARTE et al., 2007; SOARES et al., 2007, CAMELO; TAVARES; SAIANI, 2009).

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

A quarta forma que a renda causa saúde, para ser mais exato nesse caso a falta de renda, se dá da seguinte forma: mesmo havendo bens e serviços públicos de saúde, os pobres algumas vezes não têm acesso a estes, já que moram distantes de hospitais, por exemplo, em áreas rurais, tornando-se muito caro buscar ajuda quando aparecem as enfermidades ou até mesmo para questões simples como um parto. Logo, os pobres têm maior possibilidade de não ter acesso a serviços preventivos de saúde e a tratamentos e, portanto, ter saúde precária. Neste ponto a estratégia Saúde da Família pode ter um papel importante, pelo menos no que se refere às questões mais básicas de saúde.<sup>2,3</sup>

E por fim, em geral as pessoas com maior renda têm maior nível de educação e informação, com isso entendem a necessidade de hábitos saudáveis e questões de higiene. Tem sido amplamente documentado que um dos principais determinantes da mortalidade infantil é a alfabetização das mães. (SIMÕES, 2002, MENDONÇA; SEROA DA MOTTA, 2005, MONTEIRO et al., 2009).

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

## **2.2 Saúde causa renda**

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

Apesar dos pioneiros do conceito de capital humano, Gary Becker e Schultz, já levarem em consideração a saúde como um componente central, inicialmente essa ideia estava mais relacionada à forma de educação e treinamento dos trabalhadores. Porém, nos últimos anos o capital humano na forma de saúde tem ganhado destaque. Por exemplo, Knowles e Owen (1995), Bloom et al. (2000), Doppellhoffer et al. (2004), entre outros, encontram que a expectativa de vida é um dos determinantes robusto do crescimento econômico. Esses autores defendem que a saúde afeta positivamente e em grande magnitude a renda e suas taxas de crescimento. Assim, pode haver uma armadilha: economias pobres tendem a crescer menos porque elas possuem população com saúde precária, e elas tendem a ter população com saúde precária porque elas são pobres.

---

<sup>2</sup> A estratégia Saúde da Família (SF), antes denominada Programa Saúde da Família (PSF), foi implantada pelo Ministério da Saúde em 1994 com objetivo de garantir o acesso aos cuidados primários de saúde, assegurando os princípios do SUS de universalidade, integralidade, equidade e participação social. Para mais detalhes ver: <http://dtr2004.saude.gov.br/dab/atencaobasica.php>.

<sup>3</sup> Macinko e Guanais (2005) mostram que o PSF teve grande importância na redução da mortalidade infantil no Brasil entre 1981-2002.

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

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

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

**i)** Crianças doentes têm um menor nível de aprendizagem, além de perderem aula frequentemente (MACHADO, 2008; ALDERMAN et al., 1997). Com isso essas crianças obtêm menor nível de educação, aumentando a probabilidade de serem ou continuarem pobres no futuro; **ii)** a saúde afeta a educação através do *tradeoff* beckeriano quantidade-qualidade das crianças. Pais que sabem que existe uma grande probabilidade de seus filhos morrerem precocemente tenderão a ter muitas crianças, contudo, uma maior quantidade leva a uma menor qualidade, já que a família terá menos recursos dedicados por filho, com isso as crianças terão menor investimento em educação, e assim uma baixa acumulação de capital humano (KALEMLI-OZCAN, 2003; SOARES, 2005); **iii)** A saúde também afeta a educação através da maior expectativa de vida estimular investimento em educação. Esse fato é explicado devido ao retorno do capital humano na forma de educação poder ser visto como o custo de investimento descontado dos salários futuros. Portanto, se as pessoas esperam viver mais, terão expectativas de maiores retornos em termos de salários (RUGER et al., 2006; KALEMLI-OZCAN et al., 2000)<sup>4</sup> e **iv)** a saúde tem influência sobre educação através da morte precoce dos pais. O processo de educação tem custos, requerendo: materiais escolares, tempo do estudante, mensalidades no caso de escolas particulares, entre outros elementos. O grupo familiar é de extrema importância para o estudante adquirir esses elementos. Portanto, se os pais morrem precocemente, aumenta a possibilidade de o jovem ter que ingressar no mercado de trabalho, reduzindo o tempo investido em educação, através do abandono ou redução do estudo.

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

**i)** Cidadãos que esperam viver muito depois da aposentadoria tendem a ter fortes incentivos para poupar e investir. Portanto, quanto melhor a saúde, e maior a expectativa de vida, maior tende a ser a acumulação de capital físico da economia. (CHAKRABORTY, 2004; CHEN, 2008)<sup>5</sup>; **ii)** A saúde também afeta acumulação de capital físico através da complementaridade entre os insumos. Quando há tal complementaridade, quanto melhor a saúde, maior a acumulação de capital humano – seja diretamente através do capital humano na forma de saúde, ou indiretamente através da relação entre saúde e educação – e assim, existe um maior incentivo para as firmas investirem em capital físico; **iii)** O efeito da saúde sobre o capital físico se dá também através do investimento público. Se uma grande parte da população tem saúde precária, e não tem recursos monetários necessários para tratamentos, resta ao governo aumentar os gastos para suprir a maior demanda por bens e serviços de saúde, levando a uma redução da poupança do governo e de investimento em infraestrutura, que acaba afetando os incentivos do setor privado de investir em capital físico; **iv)** E através da chamada “armadilha saúde-poupança dos pobres”. Muitas pessoas pobres, que vivem em países onde o sistema de saúde público é fraco, e por terem baixa renda havendo dificuldade de obterem planos de

---

<sup>4</sup> Empiricamente Soares (2006) dados em nível individual, do Brasil, do ano de 1996, mostra evidências de uma maior longevidade estar associada a um maior nível de escolaridade e menor fertilidade.

<sup>5</sup> Empiricamente Lorentzen, McMillan e Wacziarg (2008) através de *cross-country* acham que a mortalidade afeta o crescimento econômico em grande magnitude e um dos principais canais para esse efeito é o capital físico.

saúde, são frequentemente forçados a gastar sua poupança em uma tentativa de curar um membro da família que fica doente. Algumas vezes, isto força a saída das crianças da escola e as introduz na força de trabalho precocemente, e, portanto, o problema de saúde termina afetando a riqueza da família e a capacidade de obter renda no futuro.

Em resumo, percebe-se que pelo menos em teoria a saúde e a renda têm uma relação bidirecional. Por exemplo, aumentos na renda trazem a possibilidade de adquirir bens e serviços ligados à saúde, o que garante melhoras na saúde. Essa melhora da saúde se reflete em acumulação de capital humano e físico, e aumentos na produtividade. Assim, esse processo traz crescimento na renda. Continuando o mesmo raciocínio teria novamente benefícios na saúde, formando assim um círculo virtuoso entre renda e saúde. Já no caso da pobreza e saúde pode-se criar um círculo vicioso, seguindo a mesma ideia, imaginando nesse caso a falta de renda necessária refletir em saúde precária e vice-versa, podendo constituir uma armadilha de pobreza e saúde precária.

### 2.3 Evidências Empíricas

Em estudos empíricos, primeiramente com relação a trabalhos que analisam o impacto da renda sobre a saúde, Pritchett e Summers (1996) e Hansen e King (1996), em um nível macro com amostras entre países, mostram que a renda é importante na explicação das diferenças na saúde. Para o Brasil, Soares (2007) analisa os determinantes da expectativa de vida em um painel de dados com municípios, entre 1970-2000. O autor mostra que dos 71% na variação na esperança de vida presenciadas no período, 33% são explicadas por mudanças na renda *per capita*. Alves e Beluzzo (2004) também analisando os municípios nesse mesmo período encontram que um dos importantes determinantes da mortalidade infantil é a renda. E utilizando microdados, Reis e Crespo (2009) mostram que no Brasil, crianças que vivem em domicílios pobres em média apresentam piores condições de saúde.

Contudo, desde Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1992), alguns trabalhos analisam o efeito contrário, ou seja, o impacto da saúde sobre a renda, muitas vezes ligados a modelos de crescimento econômico. Vários trabalhos; Knowles e Owen (1995), Bhargava et al. (2001), Bloom, Canning e Sevilla (2004), Doppellhoffer, Miller, Sala-i-Martin (2004), Lorentzen et al. (2008), entre outros; mostram um efeito positivo, forte e robusto da saúde sobre o crescimento da renda *per capita*. Em relação à literatura nacional Figueiredo, Noronha e Andrade (2003) através de um painel de dados com os estados brasileiros, entre 1991-2000, sugerem que menor mortalidade tem impacto positivo sobre o crescimento da renda, e um canal importante dessa relação é o capital humano na forma de educação.

Contudo, altas correlações entre renda e saúde nada dizem sobre a causalidade, assim é de fundamental importância uma análise de precedência ou causalidade de Granger. Nesse sentido, Brinkley (2003) analisa causalidade entre renda e saúde, utilizando PNB a preços constantes, índices de mortalidade e expectativa de vida para os Estados Unidos, com dados a partir da metade do século XIX. Os resultados encontrados indicam que a causalidade no sentido de Granger é mais bem explicada na direção de saúde sobre a renda, ou em outras palavras, reduções da mortalidade, que aumentam a expectativa de vida, têm um papel importante no crescimento do PIB.

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

Erdil e Yetkiner (2009), através de um painel utilizando 75 países, entre 1990 e 2000, aplicam causalidade de Granger também para determinar a relação de causalidade entre PIB e despesas *per capita* com saúde. O teste utilizado é o proposto por Hurlin e Venet (2001) que leva em conta a heterogeneidade da causalidade. Os resultados mostram que o tipo dominante de causalidade é bidirecional, contudo essa não é homogênea. Causalidade do PIB para gastos *per capita* com saúde é encontrada em alguns países dos grupos de renda baixa e de renda média e

causalidade inversa, dos gastos *per capita* com saúde para o PIB, em alguns países do grupo de renda alta.

Chen (2008) aplica os três testes de causalidade propostos por: Holtz Eakin, et al (1988); Hurlin e Venet (2003) e Hurlin (2004, 2005); e Weinhold (1999) e Nair Reichert e Weinhold (2001). Esses testes nada mais são do que extensões do clássico teste de causalidade de Granger para dados em painel, neste caso, para examinar a causalidade entre saúde (mensurada pela taxa de mortalidade infantil) e renda, usando dados de 105 países em desenvolvimento, entre 1960 e 2000. Os resultados em geral mostram que a causalidade entre renda e saúde é bidirecional. Contudo, esses resultados parecem estar mais relacionados a países de renda média do que países de renda baixa, estes últimos, nos testes que consideram heterogeneidade de causalidade, apresentaram uma relação de não causalidade entre renda e saúde.

Já Tejada, Jacinto e Santos (2008) analisam causalidade entre pobreza e saúde em um painel de dados para o Brasil, no período de 1981-2005. Esses autores aplicam os testes propostos por Holtz-Eakin et al. (1988) e Granger e Huang (1997). Os resultados em geral indicam que no Brasil há bi-causalidade entre saúde e pobreza. Contudo, uma limitação deste trabalho é não considerar a possibilidade de diferentes relações de causalidade no país na aplicação desses dois testes, além de não aplicar testes que incorporam a heterogeneidade na relação de causalidade como o teste de Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005). Nesse sentido, o presente trabalho pode vir a contribuir não só em controlar possíveis diferentes relações causais, mas também trazer resultados mais robustos.

### 3- METODOLOGIA

Esta seção está dividida em três subseções. A primeira subseção apresenta os testes de raiz unitária. E as outras três subseções apresentam os três diferentes testes de causalidade que serão utilizados neste trabalho. Todos os testes que serão aplicados se referem à causalidade no sentido de Granger. O conceito desta está relacionado com a capacidade de uma variável ajudar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Não se trata de uma causalidade no sentido estrito em que uma variável determina o comportamento da outra, mas sim da existência de uma precedência temporal tendo como pré-requisito que essa precedência venha ser estatisticamente significativa. A sua aplicação aos modelos de séries de tempo é extensa, porém, aos modelos que utilizam dados em painel ainda é relativamente recente. Entre as vantagens da utilização de dados em painel pode ser destacado o maior número de observações, que aumenta os graus de liberdade e reduz o grau de colinearidade entre variáveis explicativas e conseqüentemente melhora a eficiência do parâmetro estimado. Além que este tipo de técnica ajuda a analisar várias perguntas econômicas importantes que não podem ser respondidas utilizando somente *cross-sectional* ou dados em séries de tempo. E ainda a análise com dados em painel gera previsões mais precisas de resultados individuais que dados em séries de tempo, porque em um painel o comportamento de um indivíduo pode ser aprendido tanto pelo comportamento próprio como observando o comportamento dos demais (HSIAO, 2003).

Os testes de raiz unitária e os de causalidade serão aplicados para a variável renda domiciliar per capita, representante da renda, retirada do Ipeadata<sup>6,7</sup>, e para taxa de mortalidade infantil, variável representante da saúde, retirada do Datasus<sup>8</sup>. Ambas as variáveis foram obtidas para o período de 1981-2007, para os 25 estados do Brasil mais o Distrito Federal<sup>9</sup>. Cabe destacar que apesar de a taxa de mortalidade na infância estar restrita a uma determinada faixa etária, ela pode ser vista como um indicador sintético de saúde<sup>10</sup>. Essa taxa pode refletir tanto a saúde das crianças

<sup>6</sup> Base de dados do Ipeadata. Disponível em <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em outubro de 2009.

<sup>7</sup> A PNAD não foi realizada nos anos de Censo (1991 e 2000) e em 1994. Para estes anos calculamos médias simples dos dados relativos ao ano anterior e posterior.

<sup>8</sup> Base de dados do Datasus. Disponível em <[www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)>. Acesso em outubro de 2009.

<sup>9</sup> Tocantins foi excluído devido sua recente criação.

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

como a dos pais, já que está associada a políticas da área de saúde preventiva e acesso aos serviços de saúde, e às vezes questões básicas como nutrição (FIQUEIREDO et al., 2003).

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

Semelhante ao que ocorre nos estudos de séries de tempo, a presença de raiz unitária em dados em painel pode levar uma relação econométrica estimada a ser espúria. Por isso antes de aplicarmos os testes de causalidade, deve-se verificar se as séries utilizadas no presente estudo contêm raiz unitária.

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

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

### 3.2 Teste de causalidade proposto por Holtz-Eakin et al. (1988)

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

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

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

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

Com relação à hipótese de causalidade de Granger, no teste de Holtz-Eakin et al. (1988) ela é verificada a partir do teste de Wald. Trata-se de um teste de restrições aplicado aos parâmetros do modelo estimado. Assim, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de  $X$  para  $Y$  se nem todos os  $\beta_{1i}$ 's forem iguais a zero em (1), mas todos  $\gamma_{2i}$ 's forem iguais a zero em (2). De forma oposta, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de  $Y$  para  $X$  se todos os  $\beta_{1i}$ 's forem iguais a zero em (1), porém nem todos os  $\gamma_{2i}$ 's forem iguais a zero em (2). Pode haver causalidade de Granger bidirecional entre  $X$  e  $Y$  se nem todos os  $\beta_{1i}$ 's e nem todos os  $\gamma_{2i}$ 's forem iguais a zero. Por fim, podem ocorrer situações em que não há causalidade de Granger entre  $X$  e  $Y$ , para isso, basta que os  $\beta_{1i}$ 's e todos os  $\gamma_{2i}$ 's sejam iguais a zero.

Para estimar as equações (1) e (2) será utilizado o Método dos Momentos Generalizados (GMM) para um painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991). Esse método estima as equações em primeiras diferenças, e nesse caso, o termo de erro é correlacionado com variável

dependente defasada. Para contornar esse problema, este método utiliza os valores defasados das variáveis em nível como instrumentos para as diferenças. Além do problema da variável dependente defasada, deve ser levado em conta a endogeneidade da variável explicativa. Por exemplo, se a renda é a variável dependente, possivelmente a variável explicativa saúde é endógena. A metodologia de Arellano e Bond (1991) também permite enfrentar esse problema da mesma forma que o da variável dependente defasada, ou seja, instrumentalizando as diferenças pelas variáveis defasadas em nível, forma esta que utilizaremos nas nossas estimações.

Por fim, a escolha no número de defasagens merece atenção. Alguns trabalhos utilizam métodos tradicionais em séries de tempo como critério de Akaike e Schwartz para a escolha das defasagens. Contudo, como o presente trabalho está mais preocupado em analisar se a variável  $X$  é capaz de ajudar na previsão de  $Y$ , e vice-versa, independente de um número específico de defasagens, iremos utilizar um critério arbitrário, mas, flexível, como feito Rocha e Nakane (2007) e Hurlin e Venet (2008). No caso do presente trabalho, será testada causalidade em uma estrutura de uma a cinco defasagens.

Esse teste será aplicado para amostra completa dos estados do Brasil no período de 1981-2007, entretanto, para dar robustez aos resultados, este trabalho busca, principalmente, testar causalidade entre renda e saúde, controlando as possíveis diferenças dessa relação no Brasil. Como em Chen (2008) e Erdil e Yetkiner (2009), que separam suas amostras segunda classificação por nível de renda, separaremos a amostra dos estados do Brasil, neste caso da seguinte forma: estados do Centro-Sul e estados do Norte-Nordeste. Assim, além de estar captando questões regionais estarão basicamente sendo separados estados de maior e menor renda, já que considerando a renda em 2007, os 15 estados mais pobres todos pertenciam às regiões Norte e Nordeste

### **3.3 Teste de causalidade proposto por Granger e Huang (1997)**

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

Para gerar as “previsões fora da amostra” o procedimento sugerido é inicialmente retirar uma unidade seccional da amostra, neste caso um dos estados que será denotado por unidade fora da amostra. Os demais estados constituem o que se chama de unidades dentro da amostra e são empregados para estimar o modelo, por exemplo, a equação (1). A partir do modelo estimado realizam-se as previsões “fora da amostra. Em seguida geram-se os erros de previsão para esse estado. Esse procedimento é feito para todas as demais unidades de forma que ao final são gerados erros de previsões para todas os estados, permitindo a construção de um painel de dados com os erros de previsões.

Para gerar as “previsões pós-amostra”, sugere-se usar todas as unidades seccionais, porém, recomenda-se a exclusão  $T$  períodos ao final da amostra de uma das unidades seccional. Com o modelo ajustado realizam-se as previsões pós-amostra para essa unidade excluída, a qual permitirá gerar os erros de previsão pós-amostra. Contudo, como em Granger e Huang (1997) daremos preferência aos erros gerados fora da amostra, apresentando apenas resultados para este caso.

Já para avaliar se  $X_{it}$  causa  $Y_{it}$  segundo o procedimento de Granger e Huang (1997), precisa-se estimar de maneira consistente os parâmetros do modelo estrutural (1), e em seguida, realizar previsões fora da amostra dos erros para equação (1) e fazer o mesmo procedimento para uma versão modificada pela exclusão das defasagens de  $X_{it}$ , equação (3):



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

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \gamma_1^k Y_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Comparando os dois modelos (1) e (3), se  $X_{it}$  não causa  $Y_{it}$  espera-se que as previsões produzidas por ambos sejam similares. Definindo  $e_{it}^1$  e  $e_{it}^2$  como erros de previsão fora da amostra gerados respectivamente pelos modelos (1) e (3). Neste caso usando a definição proposta por Granger (1969), observaríamos que a variância do erro de previsão do modelo (1) seria igual ou maior que a variância do erro de previsão do modelo (3). Ou seja:

$$E[(e_{it}^1)^2] \geq E[(e_{it}^2)^2] \quad (4)$$

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

$$S \equiv SUM_{it} = e_{it}^1 + e_{it}^2 \quad (5)$$

$$D \equiv DIF_{it} = e_{it}^1 - e_{it}^2 \quad (6)$$

Para testar a proposição descrita pela equação (4), recomenda-se, primeiramente, estimar a regressão a seguir:

$$S_{it} = a + bD_{it} + v_{it} \quad (7)$$

Em seguida testa-se se o coeficiente  $b$  é igual ou maior do que zero por meio da estatística  $t$ . Esse procedimento pode ser realizado em dois passos. No primeiro, verifica-se se a igualdade descrita pela equação (4.4), ( $H_0: E[(e_{it}^1)^2] = E[(e_{it}^2)^2]$ ), por meio do teste de significância de  $b$  na equação (7). O passo seguinte é testar a desigualdade, isto é,  $H_0: E[(e_{it}^1)^2] > E[(e_{it}^2)^2]$ . Se a desigualdade for verificada o modelo com menor variância do erro deveria ser aceito como sendo significativamente superior ao outro modelo. A rejeição dessa hipótese implica que a variável  $X_{it}$  causa a variável  $Y_{it}$  no sentido de Granger.

O método empregado para estimar os parâmetros da equação (7) deve envolver o controle e não a estimação dos efeitos fixos e da constante. Análogo ao que foi sugerido por Rocha e Nakane (2007) será utilizado um estimador de primeiras diferenças para estimar a equação (7) de forma a obter estimativas consistentes de  $b$ . Já o método de estimação para equações (1) e (3) será análoga ao da seção anterior. Ou seja, será utilizado o estimador GMM para painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991).

Este teste será aplicado para amostra completa de estados do Brasil e para os dois grupos de estados: renda mais alta (Centro-Sul) e de renda mais baixa (Norte-Nordeste).

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

Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) propõe um teste de causalidade em um painel de dados heterogêneo com coeficientes fixos. Considere o modelo autoregressivo a seguir com  $T$  períodos (27 anos), e  $N$  unidade *cross-section* (26 estados do Brasil):

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma^k Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + v_{i,t} \quad (8)$$

onde  $K \in \mathbb{N}$ ,  $\gamma_i = [\gamma_i^{(1)}, \dots, \gamma_i^{(K)}]'$ , e  $\beta_i = [\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)}]'$ . Os efeitos individuais  $\alpha_i$  são assumidos como fixos. As defasagens de ordem  $K$  são iguais entre todos os estados, no caso deste trabalho será testada de uma a cinco. Já os parâmetros autoregressivos  $\gamma_i^{(k)}$  e os coeficientes de inclinação da regressão  $\beta_i^{(k)}$  diferem entre as unidades individuais, porém, assume-se que esses parâmetros são fixos. Ou seja, esse é um modelo de efeitos fixos.

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

$$H_0: \beta_i = 0 \forall i = 1, \dots, N \quad (9)$$

A hipótese alternativa é a Hipótese de Não Causalidade Heterogênea (HENC), neste caso assume-se que há dois subgrupos das unidades, um com relação causal de  $X$  para  $Y$ , mas não necessariamente com o mesmo processo gerador de dados (DGP), e outro subgrupo onde não há relação causal de  $X$  para  $Y$ . Por exemplo, a HENC na equação (8), se dá através do coeficiente  $\beta_i^{(k)}$  ser igual a zero para alguns estados ( $i$ ), mas diferente de zero para outros. Assim, a HENC é dada por:

$$H_1: \begin{aligned} \beta_i &= 0 \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i &\neq 0 \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{aligned} \quad (10)$$

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

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

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

$$W_{N,T} = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (11)$$

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

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

$$Z_{N,T} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{Hnc} - K) \xrightarrow[T, N \rightarrow \infty]{d} N(0,1) \quad (12)$$

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

$$\tilde{Z}_{N,T} = \sqrt{\frac{N}{2K} \times \frac{T-2K-5}{T-K-3}} \times \left( \frac{T-2K-3}{T-2K-1} W_{N,T} - K \right) \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{d} N(0,1) \quad (13)$$

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

$$c_{N,T}(\alpha) = z_\alpha \times \frac{T-2K-1}{T-2K-3} \times \sqrt{\frac{2K(T-K-3)}{N(T-2K-5)}} + \frac{K(T-2K-1)}{T-2K-3} \quad (14)$$

Assim como nos demais casos, este teste será aplicado para os estados do Brasil no período de 1981-2007 e na separação nos dois grupos de estados.<sup>11</sup>

---

<sup>11</sup> Nós agradecemos aos autores dos trabalhos Hurlin e Venet (2008) e Bebczuk, Burdisso, Carrera e Sangiácomo (2010) por terem enviado seus códigos do teste de causalidade utilizados nos seus respectivos trabalhos.

## 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Esta seção primeiramente analisa correlações entre renda e saúde e posteriormente analisa os resultados dos três diferentes testes de causalidade aplicados para um painel de dados com estados do Brasil no período de 1981 a 2007.

### 4.1 Correlações entre renda e saúde

Como foi explicado na segunda seção deste trabalho, espera-se uma relação positiva entre renda e saúde. Essa relação se dá através da causalidade da renda sobre a saúde – uma maior renda dos estados, e assim de sua população, traz a possibilidade das pessoas adquirirem bens e serviços ligados à saúde e também permite o estado investir em serviços públicos que afetem a saúde da população – e da causalidade da saúde sobre a renda – uma melhor saúde afeta a renda diretamente através de aumentos da produtividade e indiretamente através de maior acumulação de capital humano e físico e de reduções na taxa de fecundidade. Portanto, espera-se uma relação negativa entre taxa de mortalidade na infância e renda.

A *tabela 1* mostra que a maioria dos estados apresenta os coeficientes de correlação como o esperado e estatisticamente diferente de zero. Por exemplo, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Sergipe tem os seguintes coeficientes de correlação: -0,83; -0,71 e -0,68. Contudo, todos os estados da região Norte apresentam coeficientes de correlação entre renda e taxa de mortalidade na infância positivos, ou seja, o contrário do esperado, e para o Acre, Amapá e Pará esses coeficientes são estatisticamente insignificantes. Apesar desses casos da região Norte, quase todos os demais estados apresentam uma relação positiva e significativa entre renda e saúde.

### 4.2 Análise dos resultados dos testes de causalidade

Através de um painel de dados para os estados do Brasil, no período de 1981-2007, essa seção analisa primeiramente se as séries renda domiciliar *per capita* (renda) e taxa de mortalidade na infância (TMI) são estacionárias. A *tabela 2* em anexo apresenta resultados dos testes de raiz unitária em três versões: com intercepto individual; com tendência e intercepto individuais e sem tendência e sem intercepto. Como pode ser observado, levando em consideração a maioria dos testes, as séries renda e TMI são estacionárias, não apresentando, assim, raiz unitária. Esse resultado permite inferir que não há necessidade de realizar testes de co-integração para estimar o modelo.

Já a *tabela 3* mostra os resultados do teste de causalidade de Holtz-Eakin et al. (1988) entre renda e saúde, para o Brasil, para os grupos de estado de renda mais alta (Centro-Sul) e de renda mais baixa (Norte-Nordeste). Observa-se que em nível de significância de 10%, para todas as cinco defasagens, há bi-causalidade entre renda e saúde para o Brasil. Essa análise se modifica um pouco ao analisar os dois grupos de estados. Para o Centro-Sul há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para as duas primeiras defasagens, contudo, há bi-causalidade para as demais defasagens. Esse resultado poderia implicar que a renda tem um efeito defasado em três anos sobre a saúde. Já para o Norte-Nordeste os resultados apontam não causalidade para a primeira defasagem e bi-causalidade para as demais.

Portanto, em geral os resultados do teste de Holtz-Eakin et al. (1988) mostram que a relação entre renda e saúde pode ser considerada bi-causal. Estes resultados estão de acordo com a teoria previamente explicada neste trabalho, e com resultados empíricos de Chen (2008) e Erdil e Yetkiner (2009) em suas amostras com países. Essa relação também pode dar explicações empíricas para modelos teóricos de múltiplos equilíbrios como os de Chen (2008) e Chakraborty (2004), estes que sugerem que uma curta expectativa de vida traz um desincentivo a poupança, e assim, reflete em baixa renda e, de maneira simultânea, lugares com baixa renda (e nível alto de pobreza), com baixo nível inicial de capital, acabam tendo a população com baixa expectativa de vida, ou seja, esses lugares se encontram numa armadilha. Portanto, da relação bi-causal pode surgir a armadilha da pobreza, onde os estados têm baixa renda (e alta pobreza) porque possuem população com saúde precária, e possuem população com saúde precária porque tem baixa renda (alta pobreza), ou seja,

um mecanismo de autorreforço da pobreza. Contudo, os resultados do teste de Holtz-Eakin et al. (1988) podem ser enganosos devido à homogeneidade dos parâmetros assumida.

Já a *tabela 4* apresenta o teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde para o Brasil, Centro-Sul e Norte-Nordeste. Nota-se que os resultados são bem diferentes dos apresentados no teste proposto por Holtz-Eakin et al. (1988). No Brasil, os resultados mostram que, com uma defasagem e nível de significância de 10%, há bi-causalidade. Contudo, para três, quatro e cinco defasagens há causalidade unidirecional na direção da renda para a saúde. Resultados de causalidade nesta direção são encontrados em Erdil e Yetkiner (2009) para alguns países do grupo de renda baixa e de renda média. Porém, esses resultados não se mantêm ao analisar os estados separados em grupos. Para o Centro-Sul o teste aponta causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para as três primeiras defasagens e causalidade no sentido contrário para cinco defasagens, mostrando nesse caso que a causalidade é mais bem explicada na direção da saúde sobre a renda. Para o Norte-Nordeste há causalidade no sentido da renda sobre a saúde apenas para quatro defasagens e não causalidade para as demais defasagens.

O resultado para este último caso, não causalidade para o Norte-Nordeste, pode estar sendo influenciado pelo diferente padrão apresentado entre essas duas regiões, foi visto na análise de correlações que os coeficientes para a região Norte se apresentam o contrário do esperado. E assim, a homogeneidade nos parâmetros, assumida no teste de Granger e Huang (1997), principalmente neste caso, pode implicar em resultados enganosos. Assim, para dar robustez aos resultados, a *tabela 5* apresenta resultados para cada uma dessas regiões. Observe-se que os resultados mudam bruscamente, para a região Nordeste há causalidade no sentido da saúde sobre a renda para uma, duas, quatro e cinco defasagens e não causalidade para três defasagens, ou seja, mostrando que esse teste aponta que nessa região saúde causa renda. Já para região Norte, há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para uma e quatro defasagens, relação bi-causal para duas defasagens e não causalidade para as demais. Portanto, os diferentes resultados apresentados nessa divisão das regiões mostra que a homogeneidade dos parâmetros, quando estes são heterogêneos, influencia fortemente as conclusões.

Porém, nas análises dos testes realizadas até agora, considerou-se que ao separar a amostra, os estados de um mesmo grupo dessa divisão têm o mesmo padrão de causalidade e mesmos parâmetros do modelo, mas que esse padrão e os parâmetros podem ser diferentes dos demais grupos e da amostra total. Já a *tabela 6* analisa os resultados obtidos com o teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005), este que controla a heterogeneidade na causalidade entre os estados. Ou seja, diferente dos outros dois testes já analisados, estes que consideram o mesmo modelo dinâmico para todas as unidades, esse teste apresenta um modelo com diferentes parâmetros para os estados, tanto no que se refere à estrutura autoregressiva como ao parâmetro de inclinação. Portanto, neste teste a heterogeneidade entre os estados é considerada até mesmo dentro de um mesmo grupo. Diante das diferentes relações entre renda e saúde apresentada pelos estados do Brasil, como as particularidades dos estados da região Norte, principalmente os resultados do teste proposto por Holtz-Eakin et al. (1988), que considera homogeneidade dos parâmetros no modelo e ajuste dentro da amostra, podem bastante enganosos. Se os parâmetros do nosso modelo (8) são heterogêneos, a estimação assumindo homogeneidade incorre em viés. (PESARAN; SMITH, 1995). Assim, a análise feita a partir do teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) pode trazer resultados mais confiáveis, e, conseqüentemente, nossa conclusão principal se baseará neste teste.

Observa-se que quando considerada a estatística padronizada semi-assintótica ( $\tilde{Z}_{N,T}$ ), os resultados da *tabela 6* mostram uma relação de causalidade unidirecional da renda sobre a saúde para as três primeiras defasagens e bi-causalidade para as duas últimas no Brasil. Já ao considerar os valores críticos corrigidos para uma amostra com T e N fixos ( $C_{N,T}$ ), há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para as quatro primeiras defasagens e não causalidade para cinco defasagens. Para o Centro-Sul do país ao considerar a estatística semi-assintótica os resultados são os mesmo que para o Brasil, já para os valores críticos corrigidos para uma amostra com T e N pequenos, há

causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para as duas primeiras defasagens e não causalidade para as demais. E por fim, para os estados do Norte-Nordeste a estatística padronizada semi-assintótica mostra o mesmo padrão do que para o Brasil e para o Centro-Sul, já para os valores críticos corrigidos para uma amostra com T e N fixos, há causalidade unidirecional da saúde sobre a renda para uma, três e quatro defasagens e não causalidade para os demais.

Portanto, a análise através do teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) mostram que para o Brasil, para os grupos de estados de renda mais alta (Centro-Sul) e para os de renda mais baixa (Norte-Nordeste), as evidências são mais claras no sentido causalidade da saúde em direção a renda. Utilizando esse mesmo método, Chen (2008) encontra uma relação bi-causal para amostra completa e para os países de renda média, e não causalidade para os países de renda baixa, ou seja, para o mesmo método os resultados de causalidade entre renda e saúde são diferentes dos encontrados no presente trabalho.

Resultados de causalidade no sentido da saúde sobre a renda dão suporte à teoria que mostra que melhoras na saúde têm papel importante para a renda. Também com dados agregados, sendo que através de uma série de tempo para os EUA, Brinkley (2003) encontra causalidade nesse mesmo sentido.

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

Portanto, o que pode ser destacada aqui neste trabalho é que ao se considerar uma estrutura homogênea dos parâmetros nos testes de causalidade as conclusões podem ser enganosas. E assim, no caso deste trabalho para nossa base de dados com os estados do Brasil, no período de 1981 a 2007, as evidências são mais claras para causalidade no sentido da saúde sobre a renda.

## 5. Considerações finais

Este trabalho teve o objetivo principal de analisar a relação de causalidade entre renda e saúde, buscando controlar as potenciais diferenças dessa relação ao longo do território brasileiro. Foram aplicados três testes de causalidade no sentido de Granger. O método de Holtz-Eakin et al. (1988) apontou causalidade bidirecional. Já as evidências com o teste de Granger e Huang (1997) foram de causalidade unidirecional da renda sobre a saúde pra o Brasil, causalidade unidirecional da saúde sobre a renda nos estados de renda mais alta (Centro-Sul) e não causalidade para o grupo de estados de renda mais baixa (Norte-Nordeste). No caso do teste proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) as evidências são mais claras para causalidade no sentido da saúde sobre a renda tanto para o Brasil, como para o grupo de estados de renda mais alta e o de renda mais baixa.

Relação bidirecional apresentada no teste de Holtz-Eakin et al. (1988) está de acordo com resultados gerais encontrados em Chen (2008) e Erdil e Yetkiner (2009). Contudo, para o teste que controla a heterogeneidade da relação causal dentre de um mesmo grupo - o teste de causalidade proposto por Hurlin (2003) e Hurlin (2004, 2005) - os resultados mostraram causalidade da saúde sobre a renda. Para a causalidade nessa direção as políticas públicas seriam mais favoráveis em melhorar a saúde para afetar a renda. Causalidade nessa direção também pode implicar que políticas públicas com o objetivo de aumentar a renda, e reduzir a pobreza, através de melhorias na

educação, acumulação de capital físico entre outras formas, podem não ter o efeito desejado se a saúde da população não for levada em consideração. E ainda dada a heterogeneidade entre os estados, a eficiência e efetividade de políticas de saúde para afetar a renda podem diferir entre os estados.

Portanto, a não consideração da heterogeneidade da causalidade pode trazer resultados enganosos, como no caso do presente trabalho a conclusão de uma relação bi-causal entre renda e saúde apontada pelo teste de Holtz-Eakin et al. (1988), ou relação unidirecional da renda sobre a saúde apontada na amostra completa dos estados do Brasil no teste de Granger e Huang (1997). Contudo, deve-se tomar cuidado ao interpretar os resultados. Por exemplo, a não causalidade da renda sobre a saúde apresentada no teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) não significa que a renda não tenha efeito sobre a saúde. Indica apenas que se tal relação existe, ela não pode ser identificada neste teste bivariado que segue a abordagem de causalidade no sentido de Granger.

Algumas limitações dentro do próprio trabalho podem ser eliminadas em trabalhos futuros. Para o teste de causalidade proposto por Hurlin e Venet (2004) e Hurlin (2004, 2005) os momentos exatos da estatística Wald individual pode ser estimado usando *bootstrapping*. Por fim, para um melhor entendimento da relação de causalidade entre renda e saúde é importante também a abordagem de testes que utilizem microdados. Também aplicar testes que permitam medir o efeito da saúde sobre a renda e vice-versa podem ser relevantes, já que causalidade poderia ter conclusões diferentes se magnitude dos efeitos é pequena. Nesse caso, entender o papel de fatores indiretos como, por exemplo, a educação, nessa relação é de fundamental importância. E por fim, como extensão deve ser ressaltada a importância de analisar especificamente os benefícios de políticas públicas na relação entre renda e saúde.

## REFERÊNCIAS

- ALDERMAN, H.; BEHRMAN, J.; LAVY, V.; MENON, R. Child nutrition, child health and school enrollment: a longitudinal analysis. Washington: The World Bank Policy Research Department, Jan. 1997 (Policy Research Working Paper, n. 1.700).
- ALMEIDA, C., TRAVASSOS, C., PORTO, S., LABRA, M.E.A. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. **International Journal of Health Services**, Farmingdale, NY, v.30, n.1, p.129-162, 2000.
- ALVES, L.F.E., ANDRADE, M.V. Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil. **Revista de Economia Aplicada**, v.7, n.2, p.359-388, 2003.
- ALVES, D., BELUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. **Economics and Human Biology**, v.2, n. 3, p.391-410, 2004.
- ARELLANO, M. & BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.
- BALTAGI, Badi H. **Econometric Analysis of Panel Data**. England: John Wiley & Sons, Third edition, 2005.
- BARRO, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, p. 407-443, 1991.
- BARRO, R. J. e SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, p. 223-251, 1992.
- BHARGAVA, A.; JAMISON, D. T.; Lau, L. and Murray, C.J.L. Modeling the Effects of Health on Economic Growth. **Journal of Health Economics**, v. 20, p. 423-440, 2001.
- BEBCZUK, R.; BURDISSO, T.; CARRERA, J.; SANGIÁCOMO, M. (2010). A new look into credit procyclicality: International panel evidence. BIS CCA Conference, 2010.
- BLOOM, D.; CANNING, D.; SEVILLA, J. Geography and Poverty Traps. **Journal of Economic Growth**, v. 8, p. 355-378, 2003.

- BLOOM, D. E.; CANNING D. and SEVILLA J. The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach. **World Development**, v. 32, n.1, p. 1-13, 2004.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D. Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence, mimeo, Harvard School of Public Health, 2005.
- BRINKLEY G. L. The macroeconomic impact of improving health: investigating the causal direction. UC Davis, mimeo, 2001.
- CAMELO, R. S.; TAVARES, P. A.; SAIANI, C.C.S. Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o Programa Bolsa Família. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, Anpec, 2009.
- CHAKRABORTY, S. Endogenous Lifetime and Economic Growth. **Journal of Economic Theory**, v. 116, p. 119-37, 2004.
- CHEN, W. **Three essays on the health and wealth of nations**. PhD dissertation, University of Victoria, 2008.
- CRESPO, A.; REIS, M. **Child health, household income and the local public provision of health care in Brazil**. 2008. Mimeografado.
- DEVLIN, N.; HANSEN, P. Health Care Spending and Economic Output: Granger Causality, **Applied Economics Letters**, v. 8, p.561-64, 2001.
- DOPPELHOFER, G.; MILLER R. and SALA-I-MARTIN X. Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. **American Economic Review**, v. 94, n. 4, p. 813-835, 2004.
- DUARTE, G., SAMPAIO, B. e SAMPAIO, Y. A Bolsa Família: Impactos do programa sobre os gastos com alimentos de famílias. **Fórum BNB de Desenvolvimento**, Fortaleza, 2007.
- ERDIL E. and YETKINER, I. H. The Granger-causality between health care expenditure and output: a panel approach. **Applied Economics**, v. 41, n.4, p. 511-518, 2009.
- FIGUEIREDO, L. & NORONHA, K. & ANDRADE, M. Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros. **Texto para discussão**, n. 219, UFMG/Cedeplar, 2003.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, p. 424-438, 1969.
- GRANGER, C. W. J. e HUANG, L. **Evaluation of Panel Data Models: Some suggestions from Time Series**, Mimeo.U.C. San Diego, 1997.
- HANSEN, P. and KING, A. The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach. **Journal of Health Economics**, v. 15, p. 127-37, 1996.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. e ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data, **Econometrica**, vol. 56, pp. 1371-1395, 1988.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data**, Cambridge University Press, 2003.
- HURLIN, C. Testing Granger Causality in Heterogeneous Panel Data Models with Fixed Coefficients. **Working Paper # 2004-05**, Laboratoire d'Economie d'Orleans, 2004.
- HURLIN, C. Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients. **Revue Economique**, v. 56, p. 1-11, 2005.
- HURLIN, C.; VENET, B. Financial Development and Growth: A Re-Examination using a Panel Granger Causality Test, **Document de REcherche du LEO**; No.2004-18, 2004.
- HURLIN, C; VENET, B. Financial Development and Growth: a re-examination using a panel Granger causality test, **Working Papers No.halshs-00319995\_v1**, Hyper Article en Ligne, Sciences de l'Homme et de la Société, 2008.

- IBGE. Síntese de Indicadores Sociais: Uma análise das condições de vida da população brasileira. IBGE, 2005.
- IM, K.S., PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.
- KALEMLI-OZCAN, S., RYDER, H.; WEIL, D. Mortality Decline, Human Capital Investment and Economic Growth. **Journal of Development Economics**, v. 62, p.1-23, 2000.
- KALEMLI-OZCAN, S. Does Mortality Decline Promote Economic Growth? **Journal of Economic Growth**, v. 7, p.411-439, 2002.
- KALEMLI-OZCAN, S. A Stochastic Model of Mortality, Fertility, and Human Capital Investment. **Journal of Development Economics**, v. 70, p.103-118, 2003.
- KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, dez. 1994.
- 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.
- LEVIN, A. LIN, C.F.CHU, C. S. J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic AN Finite sample Properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.
- LORENTZEN,P.; McMILLAN J. e WACZIARG R. (2008) Death and Development. **Journal Economic Growth**, v.13, p.81-124.
- MACHADO, D. C. Efeitos da saúde na idade de entrada à escola. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 38, p. 67–95, 2008.
- MACINKO, J., GUANAIS, F., SOUZA, M. F.M. Evaluation of the impact of family health program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 60, p. 13–19, 2006.
- MENDONÇA, M. e SEROA DA MOTTA, R. Saúde e saneamento no Brasil. **Texto para discussão**, n. 1081, IPEA, 2005.
- MONTEIRO, C. A., BENICIO, M. H., KONNO, S. C., SILVA, A. C. F., LIMA, A. L. L., CONDE, W. L. Causas do declínio da desnutrição infantil no Brasil, 1996-2007. **Revista de Saúde Pública**, v.43, p.35-43, 2009.
- NORONHA, K; ANDRADE, M. Social inequality in the Access to health care services in Brazil In: **LATIN AMERICAN MEETING OF THE ECONOMETRIC SOCIETY**, 2002, São Paulo.
- PESARAN, H.M.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogenous panels. **Journal of Econometrics**, 68, 79-113, 1995.
- PRITCHETT, L. and SUMMERS, L.H. Wealthier is Healthier. **Journal of Human Resources**, v. 31, p 841-68, 1996.
- REIS, M.; CRESPO, A. O impacto da renda domiciliar sobre a saúde infantil no Brasil. **Texto para discussão**, n. 1397, IPEA, 2009.
- ROCHA, B. de P e NAKANE, M. I. Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: evidências de causalidade em um painel para o Brasil. **XXXV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, Anpec, 2007.
- RUGER, P., JAMISON, D., BLOOM, D.; CANNING, D. Health and the Economy, in **International Public Health: Diseases, Programs, Systems and Policies**, eds. Merson, M., Black, B., and A. Mills, 601-47, Jones and Bartlett Publishers: MA, 2001.
- SALA-I-MARTIN, X. Health and Economic Growth Findings and policy implications. In LÓPEZ-CASANOVA; Guillem; RIVERA, Berta; CURRAIS, Luis (eds.): **Health and Economic growth: findings and policy implications**, 2005.



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

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

SOARES, F.V.; RIBAS, R.P.; OSÓRIO, R.G. Evaluating the impact of Brazil's Bolsa Família: cash transfer programmes in comparative perspective. **Evaluation Note** nº 1, International Poverty Center, PNUD, 2007.

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

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

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

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

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

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

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

## Anexos

**Tabela1:** Correlações entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

UF	corr.	UF	corr.	UF	corr.
AC	0,16	MA	0,54***	RJ	-0,51***
AL	-0,54***	MG	-0,66***	RN	-0,65***
AM	0,49**	MS	-0,58***	RO	0,35*
AP	0,16	MT	0,06	RR	0,42**
BA	-0,35*	PA	0,28	RS	-0,71***
CE	-0,63***	PB	-0,81***	SC	-0,83***
DF	-0,69***	PE	-0,58***	SE	-0,68***
ES	-0,43**	PI	0,05	SP	-0,35*
GO	-0,53***	PR	-0,81***		

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

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

**Tabela 2:** Testes de raiz unitária para renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Teste	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob. <sup>(1)</sup>	Estatística	Prob. <sup>(1)</sup>	Estatística	Prob. <sup>(1)</sup>
<b>Renda</b>						
Levin, Lin & Chu t <sup>(2)</sup>	-4,0812	0,0000	-9,0915	0,0000	3,8811	0,9999
Breitung t-stat <sup>(2)</sup>	-8,4110	0,0000	1,8186	0,9655	-4,0123	0,0000
Im, Pesaran, Shin W-stat <sup>(3)</sup>	-2,2949	0,0109	-9,3757	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	80,1540	0,0073	177,193	0,0000	13,7660	1,0000
PP- Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	83,8257	0,0034	116,591	0,0000	8,7585	1,0000
<b>TMI</b>						
Levin, Lin & Chu t <sup>(2)</sup>	2,1439	0,9840	-9,8208	0,0000	-5,2829	0,0000
Breitung t-stat <sup>(2)</sup>	-7,9472	0,0000	-6,1228	0,0000	2,4798	0,9934
Im, Pesaran, Shin W-stat <sup>(3)</sup>	2,5261	0,9942	-7,8286	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	45,6812	0,7192	152,959	0,0000	80,7463	0,0065
PP- Fisher Chi-square <sup>(3)</sup>	54,1486	0,3924	101,613	0,0000	85,0876	0,0026

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

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

**Tabela 3:** Teste de causalidade de Holtz-Eakin et al. (1988) entre renda e saúde (TMI) para o Brasil, Centro-Sul e Norte-Nordeste, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
<b>Brasil</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística Wald	4,57**	17,64***	14,33***	19,56***	28,20***
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística Wald	6,96***	10,28***	25,23***	31,80***	58,19***
<b>Centro-Sul</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística Wald	38,48***	45,21***	18,22***	19,75***	30,44***
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística Wald	1,00	2,80	19,99***	26,79***	35,79***
<b>Norte-Nordeste</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística Wald	0,41	8,16**	15,10***	24,13***	22,20***
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística Wald	0,57	8,63**	7,04*	21,34***	19,82***

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

**Tabela 4:** Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI) para o Brasil, Centro-Sul e Norte-Nordeste, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
<b>Brasil</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística t	-3,64***	-1,07	0,28	-0,53	0,42
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística t	-1,67**	-0,38	-1,77**	-1,42*	-1,33*
<b>Centro-Sul</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística t	-5,75***	-4,07***	-1,51*	0,36	1,80
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística t	-0,88	1,53	-0,24	-0,44	-1,49*
<b>Norte-Nordeste</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística t	4,66	-0,83	0,01	-1,27	0,13
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística t	-0,43	-1,06	-1,16	-1,36*	-0,05

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

Notas: \*\*\*significante a 1%; \*\*significante a 5% e \*significante a 10%. Teste unicaudal.

**Tabela 5:** Teste de causalidade de Granger e Huang (1997) entre renda e saúde (TMI) para a região Nordeste e Norte, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
<b>Norte</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística t	-1,84**	-1,90**	-0,36	-2,62***	-1,13
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística t	0,70	-1,66**	-1,21	-1,09	-1,01
<b>Nordeste</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
estatística t	-6,21***	-3,20***	-1,14	-3,02***	-1,61*
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
estatística t	3,61	0,76	0,12	-0,83	0,36

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

Notas: \*\*\*significante a 1%; \*\*significante a 5% e \*significante a 10%. Teste unicaudal.

**Tabela 6:** Teste de causalidade de Hurlin e Venet (2004), Hurlin (2004, 2005) entre renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2007.

Def.	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
<b>Brasil</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
$W_{HNC}$	2,94	4,97	7,07	10,41	13,75
$\tilde{Z}_{N,T}$	5,64	5,65	5,72	7,02	7,13
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
$W_{HNC}$	0,69	2,39	4,34	7,28	8,76
$\tilde{Z}_{N,T}$	-1,24	0,35	1,46	3,19	2,48
$C_{N,T}(0,1)$	1,51	2,85	4,22	5,72	7,48
$C_{N,T}(0,05)$	1,63	3,02	4,45	6,01	7,87
$C_{N,T}(0,01)$	1,86	3,36	4,89	6,57	8,60
<b>Centro-Sul</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
$W_{HNC}$	4,38	6,38	6,74	9,36	13,94
$\tilde{Z}_{N,T}$	6,54	5,55	3,40	3,73	4,75
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
$W_{HNC}$	0,54	2,07	4,86	8,01	11,61
$\tilde{Z}_{N,T}$	-1,10	-0,21	1,49	2,66	3,34
$C_{N,T}(0,1)$	1,74	3,18	4,66	6,28	8,22
$C_{N,T}(0,05)$	1,92	3,45	5,02	6,74	8,82
$C_{N,T}(0,01)$	2,26	3,96	5,69	7,95	9,94
<b>Norte-Nordeste</b>					
<b>TMI ⇒ Renda</b>					
$W_{HNC}$	1,88	3,94	7,30	11,23	13,61
$\tilde{Z}_{N,T}$	1,82	2,68	4,63	6,09	5,31
<b>Renda ⇒ TMI</b>					
$W_{HNC}$	0,79	2,63	3,95	6,74	6,67
$\tilde{Z}_{N,T}$	-0,69	0,64	0,65	1,93	0,40
$C_{N,T}(0,1)$	1,65	3,04	4,48	6,04	7,92
$C_{N,T}(0,05)$	1,80	3,28	4,79	6,44	8,43
$C_{N,T}(0,01)$	2,10	3,71	5,36	7,17	9,39

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