

POBREZA E SAÚDE: EVIDÊNCIAS DE CAUSALIDADE EM UM PAINEL DE DADOS PARA O BRASIL

César Augusto Oviedo Tejada¹

Paulo de Andrade Jacinto²

Anderson Moreira Aristides dos Santos³

RESUMO

Diversos trabalhos evidenciam que a relação entre saúde e pobreza é possivelmente bi-causal, uma vez que um baixo nível de renda causa saúde precária e, essa, por sua vez, tende a causar um baixo nível de renda, criando um círculo vicioso conhecido como a chamada armadilha saúde-pobreza. Assim, o objetivo do presente trabalho é analisar a existência de causalidade entre indicadores de pobreza e saúde para os estados do Brasil, no período de 1981-2005. Os dados mostram a existência de uma correlação positiva (negativa) entre taxa de mortalidade na infância e pobreza (renda). Os resultados do teste de causalidade de Granger indicam que há uma relação bi-causal entre as variáveis, ou seja, saúde causa pobreza (ou renda) e vice-versa. Com base nesses resultados fica evidente a necessidade de que as políticas públicas com intuito de reduzir a pobreza e melhorar a saúde da população devem ser implementadas de maneira simultânea.

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

Abstract

Many works evidence that poor countries present population with poor health. And the relation between health and poverty is treated, in literature, as being possibly bi-causal, since a low income level would cause a poor health, and this one would tend to cause a low income level. Thus, a vicious circle would exist, constituting the so calling trap health-poverty. In Brazil, from 1981 to 2005, there was a reduction of 10,16% in the poverty, and 73,70% in the infancy mortality rate, considering the data of IPEADATA and DATASUS. Basing in these considerations, the objective of the present paper is to analyze the causality existence among some poverty and health indicators. An extension of the Granger causality test for panel data is used, using the states of Brazil, from the period of 1981-2005. It hopes that the present paper contributes for a better understanding of the relation between these two variables, in a

¹ Professor do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da FEAC/UFAL. Endereço Eletrônico: cesartejada9@hotmail.com

² Professor do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da FEAC/UFAL. Endereço Eletrônico: pajjap@hotmail.com

³ Aluno do curso Mestrado em Economia Aplicada da FEAC/UFAL e bolsista CAPES. Endereço Eletrônico: anderson_moreira_aristides@hotmail.com

way that will guide the formularization of public policies that objectify the improvement of welfare of the population.

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

Área 2: Trabalho, Pobreza, Desenvolvimento Econômico e Economia Regional

1. INTRODUÇÃO

Uma grande parte da população brasileira ainda convive com problemas de saúde precária e pobreza, duas características marcantes do subdesenvolvimento socioeconômico. No entanto, cabe destacar as recentes melhoras segundo as pesquisas sobre saúde e pobreza. Segundo os números do IPEADATA, no Brasil, a pobreza, mensurada pela proporção de pessoas que vivem abaixo da linha de pobreza, passou de 40,84% no ano de 1981 para 30,69% em 2005, ou seja, uma redução de 10,15%. Na saúde, os números do DATASUS mostram que a taxa de mortalidade na infância obteve um declínio de 72,90%, entre os anos de 1981 e 2005.

Apesar desses avanços, são visíveis as diferenças entre os estados do Brasil. Por exemplo, em 2005, o estado de Santa Catarina possuía 10,50% de pessoas vivendo abaixo da linha de pobreza, ao passo que em Alagoas esse indicador era de 60,45%. Essa diferença também está presente quando levamos em conta a saúde, cujos indicadores mostram que os estados das regiões Norte e Nordeste apresentam taxas de mortalidade na infância mais elevadas se comparadas ao Centro-Sul do país. Com base nos indicadores de pobreza e de saúde, sabe-se que os estados das regiões Norte e Nordeste estão entre os que possuem as piores situações tanto para indicadores de pobreza como de saúde. São indícios de que a saúde e a pobreza possuem uma relação mais estreita do que imaginamos. Mas, qual o sentido dessa relação? Será que saúde afeta pobreza ou pobreza afeta saúde?

Estudos como de Sachs (2002), Weil (2005) e Sala-i-Martin (2005), têm evidenciado que não é uma coincidência os lugares pobres também apresentarem uma população com saúde precária. Essa relação entre saúde e pobreza é tratada na literatura como sendo possivelmente bi-causal, uma vez que um baixo nível de renda causa saúde precária e, essa, por sua vez, tende a causar um baixo nível de renda. Assim, cria-se um círculo vicioso, constituindo a chamada armadilha saúde-pobreza. Apesar dessa relação de causalidade, ainda existem controvérsias sobre o motivo de lugares pobres possuírem população com saúde precária. Alguns autores defendem que lugares pobres têm que aumentar o nível de renda para melhorar a saúde da população ao passo que outros argumentam que para combater a pobreza necessita-se de melhorar o nível de saúde da população.

No Brasil a despeito de inúmeros estudos sobre saúde, como se comporta essa relação entre saúde e pobreza? Será que as evidências devem confirmar os resultados semelhantes aos dos estudos de Sachs (2002), Weil (2005), Sala-i-Martin (2005) entre outros? Assim, com base nessa breve apresentação o objetivo do presente trabalho é analisar a existência de causalidade entre saúde e pobreza para o Brasil. Para tanto é aplicada uma extensão do teste de causalidade de Granger proposta por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) para dados em painel, utilizando-se os estados do Brasil no período de 1981-2005.

Além dessa introdução, este trabalho está organizado em quatro seções. Na próxima

são apresentados aspectos teóricos e evidências empíricas da relação entre saúde e pobreza. Na terceira seção explica-se a metodologia aplicada para o teste de causalidade. Na quarta, é apresentada a análise dos resultados e, por fim, na última seção contém as considerações finais. Os resultados indicam que existe uma relação de causalidade bidirecional entre saúde e pobreza, ou seja, saúde causa pobreza nos sentido de Granger e vice-versa, como o esperado pela teoria. A principal implicação desse resultado é de que as orientação e formulação de políticas públicas com intuito de redução da pobreza não podem desconsiderar o efeito saúde, ou seja, não se pode reduzir pobreza sem simultaneamente em resolver o problema da saúde.

2. SAÚDE E POBREZA: UMA RELAÇÃO DE BI-CAUSALIDADE ⁴

Nesta seção é apresentada uma revisão teórica e empírica da relação entre saúde e pobreza. A literatura teórica sobre esse assunto sugere a existência de uma relação bi-causal entre saúde e a pobreza. Por isso, a seguir são mostrados os mecanismos através dos quais a pobreza afeta a saúde e vice-versa.

2.1 Como a pobreza afeta a saúde

A pobreza afeta a saúde através de diferentes canais. As principais formas são:

- 1^a.) Os pobres (e os países pobres) não têm recursos materiais nem o dinheiro necessário para adquirir bens e serviços de saúde tais como: consultas médicas, medicamentos, e planos de saúde, etc. Assim, eles não têm condições de dispor de exames preventivos, e muitas vezes quando diagnosticada uma doença não têm acesso ao tratamento necessário. E em alguns casos os pobres não conseguem nem adquirir bens básicos como alimentação. Logo, é mais provável que pessoas pobres tenham saúde precária, sejam desnutridos, com uma insuficiente ingestão protéico-calórica, e como um resultado sejam imuno-deficientes e vulneráveis a doenças infecciosas.
- 2^a.) O fato de que os pobres não possam adquirir bens e serviços de saúde reduz os incentivos que as indústrias farmacêuticas têm para dedicar recursos em P&D para as doenças que atingem aos pobres. Os lucros que tais produtos poderiam gerar provavelmente não cobrem os grandes custos fixos. A decisão de investir em P&D relaciona o valor presente descontado de todos os lucros futuros ao custo de P&D. Se os únicos clientes potenciais têm baixos níveis de renda (como certamente é o caso hoje com os usuários potenciais das vacinas que previnem a malária, a AIDS, ou a tuberculose), então a quantidade de unidades de uma vacina que seriam vendidas ao preço monopólico provavelmente seja pequena, portanto, menor a probabilidade de uma firma dedicar recursos em P&D a esta vacina. Se segue que a firma dedicará a maior parte de seu esforço financeiro a descobrir soluções aos problemas de saúde dos ricos.
- 3^a.) Os pobres vivem em áreas com alta concentração populacional, sem acesso a água potável, esgotamento sanitário e serviços de saúde pública. Como um resultado, os pobres têm uma grande propensão a ter diarreia, cólera, ou febre tifóide. De acordo com o Fundo para Infância das Nações Unidas (Unicef) a diarreia é uma das principais causas da mortalidade infantil (as outras duas são desnutrição e infecções respiratórias).
- 4^a.) 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,

⁴ Baseado principalmente em Sala-i-Martin (2005) e Weil (2005).

tornando-se muito caro buscar ajuda quando aparecem as enfermidades ou até mesmo para questões simples como um parto. Logo, é mais provável que os pobres não tenham acesso a tratamentos e, portanto, tenham saúde precária.

- 5^a.) Em geral, os pobres têm menos educação e com isso não 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 mães⁵. Mães educadas, por exemplo, entendem a necessidade de lavar as mãos, do uso de sabão, da importância de tomar água tratada, e questões gerais de higiene com seu filho.
- 6^a.) Usualmente, as mulheres jovens pobres (e não educadas) são incapazes de rejeitar relações sexuais com homens ricos e poderosos, o que as torna vulneráveis a disseminação de doenças venéreas ou AIDS. Embora a AIDS iniciasse como uma doença “americana” em 1981, agora ele está amplamente concentrado no continente mais pobre, a África.

Em resumo, existe uma variedade de mecanismos que explicam como a pobreza e o subdesenvolvimento econômico causam saúde precária. Mas a causalidade também vai à outra direção.

2.2 Como a saúde afeta a pobreza

A importância deste canal, em que a renda é determinada pela saúde é entendida através dos modelos de crescimento econômico que incorporam capital humano. O capital humano é o insumo associado com a capacidade da força de trabalho, logo, se relaciona com: força, habilidade, capacidade intelectual, elementos que deixam o trabalhador mais produtivo aumentando assim o crescimento econômico.

Primeiramente, a idéia de “capital humano” estava muito relacionada à forma de educação e treinamento dos trabalhadores. Contudo, nos últimos anos tem-se dado muita importância ao capital humano na forma de saúde. Por exemplo, Doppellhoffer, Miller, Salai-Martin (2004) encontram que a expectativa de vida ao nascer é um dos determinantes robusto do crescimento econômico. Esses autores defendem que a saúde (expectativa de vida) afeta positivamente em grande magnitude a renda e suas taxas de crescimento, e também sugerem a existência de 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.

Portanto, a teoria econômica sugere que a saúde tem efeitos sobre o crescimento econômico, diretamente através do capital humano; e indiretamente através da educação (outro componente do capital humano), do capital físico e do nível de eficiência. Vejamos um modelo simples de crescimento econômico para entender esse argumento, para tanto, assumi-se a seguinte função de produção agregada:

$$Y = A F(K, hL) \quad (1)$$

Na equação (1), Y é o produto, A o parâmetro de eficiência, K o capital físico, L o trabalho e h é a “qualidade do trabalho” ou capital humano. Pode-se notar que o crescimento

⁵ Simões (2002) constata que no Brasil e em suas cinco regiões uma maior escolaridade das mães está associada a grandes diferenças nas taxas de mortalidade na infância.

de Y (do produto) pode ocorrer somente se existem aumentos no nível de eficiência, A , no nível agregado de capital físico, K , ou na qualidade ou quantidade de trabalho, hL .

Assim, os principais efeitos da saúde sobre o capital humano são:

O primeiro, e mais direto, é através do efeito da saúde sobre a produtividade do trabalho, (o termo “ h ” da equação). Pessoas doentes são menos produtivas em comparação a pessoas saudáveis. Observa-se que pessoas com saúde precária diminuem a oferta de trabalho, além de possuírem baixa produtividade⁶, esse mecanismo tende a reduzir os salários dessas pessoas, assim como a renda agregada da economia.

No segundo, a saúde tem efeitos sobre a educação e o treinamento, que é outro componente do capital humano (h). Neste caso têm-se os seguintes mecanismos: i) Crianças doentes têm um menor nível de aprendizagem, além de perderem aula freqüentemente; ii) Através do *trade-off* beckeriano quantidade-qualidade das crianças. Pais que sabem que existe uma grande probabilidade de seus filhos morrerem precocemente, tenderão a ter muitas crianças, e assim, estas tenderão a adquirir um baixo investimento em educação; iii) Uma maior expectativa de vida estimula investimento em educação, já que o retorno do capital humano na forma de educação pode ser visto como o custo de investimento descontado dos salários futuros; iv) E através das mortes dos pais. O processo de educação requer alguns elementos fundamentais: professores, materiais escolares, tempo do estudante, mensalidades, entre outros. O grupo familiar é de extrema importância para adquirir esses elementos.

A saúde também afeta a acumulação de capital físico (K). 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. Ou seja, baixa expectativa de vida se refletirá em reduções da poupança e do investimento; ii) Através da complementaridade entre os insumos. Se o capital humano é complementar ao capital físico, então existe pouco incentivo para investir em capital físico quando o capital humano é baixo; iii) E também através do investimento público, se as pessoas são pobres sobra ao governo aumentar os gastos para suprir a demanda por bens e serviços de saúde, levando a uma redução da poupança do governo; iv) E através da chamada “armadilha saúde-poupança dos pobres”. Muitas pessoas pobres, que vivem em países onde o sistema de saúde público é fraco, e por terem baixa renda havendo dificuldade de obterem planos de saúde, são freqüentemente forçados a gastar sua poupança em uma tentativa de curar um membro da família que fica doente. Algumas vezes, isto força a saída das crianças da escola e as leva a força de trabalho precocemente, e, portanto, o problema de saúde termina afetando a riqueza da família e a capacidade de obter renda no futuro.

A saúde também tem efeito direto sobre a eficiência, isto é no termo A na função de produção. A eficiência agregada da economia depende das atividades empresariais. Algumas vezes essas escolhas empresariais são afetadas pelas condições de saúde da região e da população. Sala-i-Martin (2005) exemplifica com o caso da Etiópia, onde existem terras bastante férteis irrigadas pelos lagos. Contudo há uma alta incidência de malária nessas regiões, gerando um problema de escolhas, que diante desse fato levam as pessoas a migrarem para regiões onde há terras menos férteis. Isto os deixa com baixa produtividade, refletindo em menores níveis e taxas de crescimento da renda.

Outra teoria que se refere ao ambiente de saúde de uma determinada região é a que destaca o papel das instituições. Acemoglu *et al* (2001,2002) argumentam que a saúde

⁶ Fogel (1997) calculou que no Reino Unido, entre 1780 e 1980, as melhoras na saúde (nutrição) aumentou o PIB per capita num fator de 1,95, sendo 1,25 devido ao aumento da oferta de trabalho e 1,56 a produtividade.

precária também levou a uma escolha de instituições inapropriadas para o crescimento econômico. Os autores defendem que quando os colonizadores dos séculos XVI-XIX encontraram terras inóspitas, no sentido de saúde precária, por exemplo, altas taxas de mortalidade, os colonizadores escolheram estabelecer instituições extrativistas, isto é, com o objetivo apenas de exploração dos recursos da colônia. Estas instituições podem não ter sido as corretas para a manutenção dos direitos de propriedade e da prosperidade econômica, mas os colonizadores não se preocuparam, porque não planejavam uma colonização de povoamento. Por outro lado, os colonizadores escolheram estabelecer colônias de povoamento, e instituições indutoras de riqueza (com justiça, direitos de propriedade, etc.) sempre que encontraram uma terra hospitaleira (do ponto de vista de saúde). Assim, o ambiente de doenças do passado teve efeitos importantes sobre as instituições, e como um resultado afeta o crescimento econômico atual.⁷

Finalmente, outro efeito da saúde sobre a eficiência pode aparecer através da desordem social. A evidência empírica sugere que a desigualdade da saúde, leva a uma menor coesão social e a uma maior probabilidade de revolução, colapso do estado, e altos níveis pobreza. A desordem social, violência, fragmentação do estado são importantes determinantes que reduzem as taxas de crescimento econômico.

2.3 Um modelo simples da relação renda e saúde⁸

Com base na leitura das seções anteriores nota-se que a relação entre saúde e renda (ou pobreza) é considerada bi-causal. Weil (2005) apresenta um modelo teórico que interage renda per capita e saúde, o autor descreve duas curvas. A primeira, a curva $y(h)$ representa a variável renda per capita como função da saúde sendo representada graficamente através de uma linha reta positivamente inclinada, mostrando que quanto melhor a saúde, maior a produtividade, maior a produção e maior a renda. A segunda, a curva $h(y)$ representa a variável saúde como função da renda per capita, essa curva é côncava e positivamente inclinada mostrando que quanto maior a renda melhor a saúde, e o efeito desses benefícios são maiores a níveis mais baixos de renda. E a intersecção entre as duas curvas $y(h)$ e $h(y)$ determina o equilíbrio.

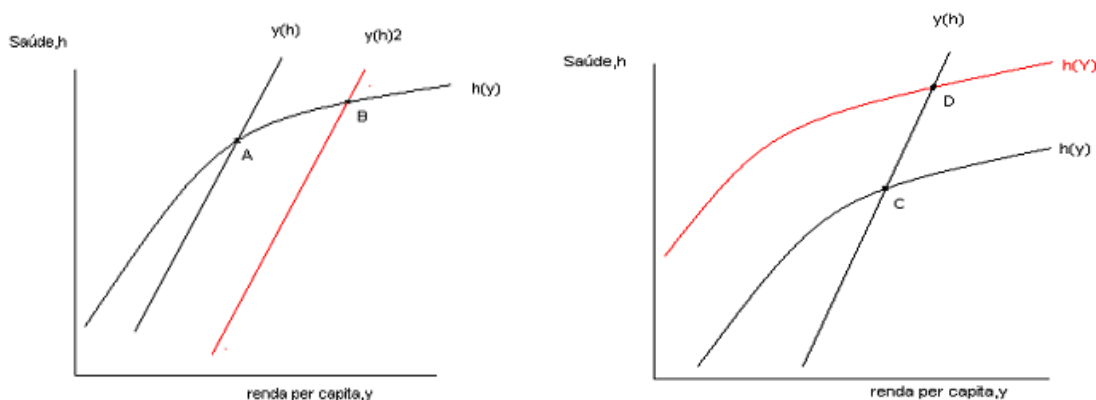
Como hipótese, imaginemos uma mudança de fatores exógenos na renda, como, por exemplo, um progresso tecnológico. Observa-se no *gráfico 1* que nesse primeiro caso teríamos um deslocamento da curva $y(h)$ para direita, e com o mesmo nível de saúde, haveria um aumento na renda. Esse aumento da renda traria maiores possibilidades de acesso a bens e serviços ligados à saúde. Logo essa melhora na renda refletiria em uma melhor saúde das pessoas, que melhora a produtividade, aumentando a renda novamente, e assim seguindo um efeito multiplicador até o novo equilíbrio (sai do ponto A para B do *gráfico 1*). De maneira similar, outra hipótese que se pode analisar é uma mudança exógena na saúde como uma nova vacina ou a cura de uma doença. Observa-se no *gráfico 2*, que nesse segundo caso teríamos um deslocamento da curva $h(y)$ para cima, assim com o mesmo nível de renda, a saúde da população melhoraria o que tornaria os trabalhadores mais produtivos, aumentando a renda e novamente seguindo um efeito multiplicador até o novo equilíbrio (sai do ponto C para o D do *gráfico 2*).

⁷ Esse argumento faz mais sentido ao analisar as rendas em nível de países, não de estados como será feita neste trabalho.

⁸ A pobreza é uma síndrome multidimensional caracterizada por carências diversas. Contudo, cabe aqui salientar que a análise a ser desenvolvida se refere à pobreza do ponto de vista da renda, logo, nota-se que a teoria saúde pobreza está ligada à renda, já que envolve, por exemplo, modelos de crescimento econômico. Portanto, quando o presente texto se referir à renda, se estará fazendo ligação também com a pobreza.

A *figura 1* mostra resumidamente o mecanismo da relação bidirecional entre renda (ou pobreza) e saúde. Como descrito anteriormente, aumentos na renda, por exemplo, trazem a possibilidade de adquirir planos de saúde, remédios, entre outros bens e serviços, e ainda saneamento básico⁹, o que garante melhoras na saúde. Essa melhora da saúde se reflete em acumulação de capital humano, e afeta a oferta de trabalho e a produtividade dos trabalhadores. E ainda, pessoas mais saudáveis poupam mais afetando também acumulação de capital físico. E 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 idéia, imaginando nesse caso a falta de renda necessária refletir em saúde precária e vice-versa, constituindo a armadilha saúde-pobreza.

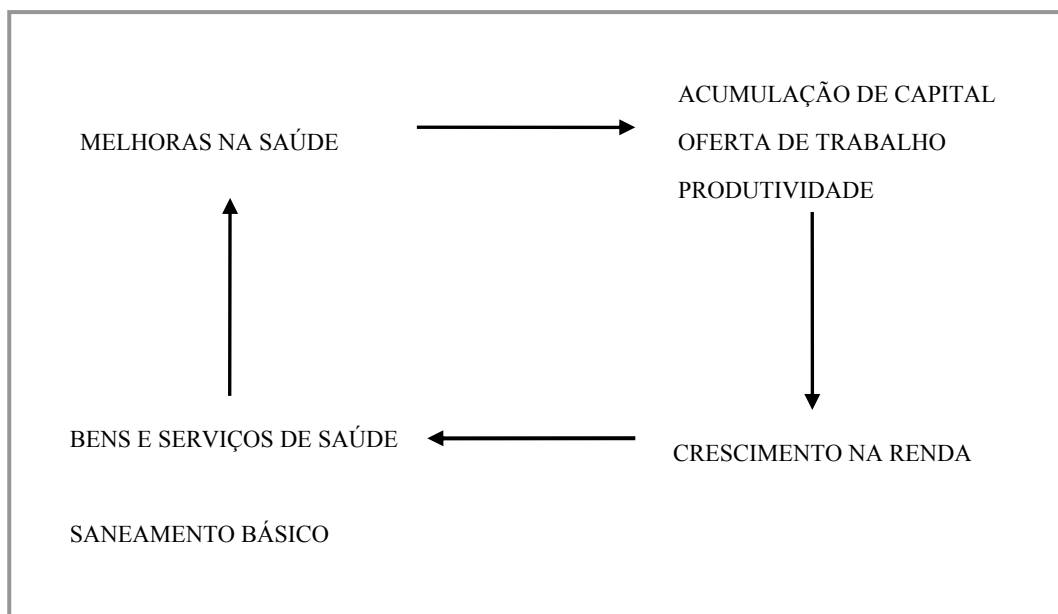
Gráfico 1- Mudanças exógenas na renda. **Gráfico 2-** Mudanças exógenas na saúde.



Fonte: baseado em Weil (2005).

Figura 1- Círculo virtuoso entre renda e saúde.

⁹ Mendonça e Seroa da Motta (2005) mostram que em 2000 o acesso dos mais pobres a saneamento básico, no Brasil, era muito mais baixo do que ao dos ricos.



Fonte: elaboração própria.

2.3 Evidências empíricas

A partir da literatura teórica, observa-se que a relação entre pobreza (ou renda) e saúde é considerada bi-causal, onde pobreza causa saúde e vice e versa. Novamente, deixa-se claro que a análise neste trabalho é feita da pobreza do ponto de vista de renda, logo, nesta seção de estudos empíricos, mostra-se também trabalhos que investigam a relação entre renda e saúde.

Assim, com relação a estudos empíricos, encontram-se trabalhos, entre eles Posnett e Hitiris (1992), Pritchett e Summers (1996), Hansen e King (1996), que analisam o impacto da renda na saúde em um nível macro, mostrando que a renda explica as diferenças na saúde. Já Ivaschenko (2005) analisa o impacto da pobreza na esperança de vida ao nascer, em regiões da Rússia, e mostra que a redução da pobreza tem um papel importante na saúde, principalmente quando o setor público não tem condições de aumentar seus gastos. E com relação aos municípios brasileiros Soares (2006) mostra que de 71% na variação na esperança de vida ao nascer, ou reduções na mortalidade dentro de municípios, 33% são explicadas por mudanças na renda per capita.

Contudo, desde Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1992), alguns trabalhos analisam o efeito da saúde na renda, ligados a modelos de crescimento econômico. Vários trabalhos; Knowles e Owen (1995), Bhargava et al. (2001), Bloom, Canning e Sevilla (2004), Doppellhoffer, Miller, Sala-i-Martin (2004), Lorentzen, McMillan e Wacziarg (2005), entre outros; mostram um efeito positivo, forte e robusto da saúde no crescimento da renda per capita.

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

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 na renda, ou em outras palavras, reduções da mortalidade, que aumentam a expectativa de vida, têm um papel importante no crescimento do PIB.

Causalidade de Granger também é testada por Devlin e Hansen (2001) para 20 países da OCDE para examinar a exogeneidade do PIB que é assumido em pesquisa prévia nos determinantes de gasto em cuidados médico. Os autores concluem que despesa em cuidado médico PIB no sentido de Granger, e vice-versa para outros. Então deve ser tomado cuidado ao especificar a despesa de cuidado médico e equações de crescimento ao definir as variáveis dependentes e independentes.

Michaud e van Soest (2004) comparam dois métodos de testar causalidade entre saúde e status socioeconômicos usando dados em painel em uma coorte de idosos dos EUA. Um dos métodos segue a metodologia de Adams et al. (2003) baseado na causalidade de Granger. O segundo é uma extensão com dados em painel dinâmico. Enquanto Adams et al (2003) sugere efeitos causais em ambas as direções, de saúde para riqueza e de riqueza para saúde, esse trabalho mostra testes que provêm evidência clara de efeitos causais da saúde para riqueza, mas quase não havendo qualquer evidência de efeitos causais de riqueza para a saúde.

Erdil e Yetkiner (2004) através de um painel utilizando 75 países divididos em três grupos, renda baixa, renda média e renda alta, entre 1990 e 2000, aplicam causalidade de Granger para determinar a relação entre PIB e despesas per capita com saúde. Os resultados mostram que o tipo dominante de causalidade é bidirecional, contudo essa não é homogênea. É encontrada uma causalidade do PIB para gastos per capita com saúde em alguns países dos grupos renda baixa e renda média, e causalidade inversa, dos gastos per capita com saúde para o PIB em alguns países do grupo renda alta. Logo as evidências empíricas encontradas sobre causalidade não são todas consensuais. A seguir é descrito a metodologia utilizada para testar a causalidade entre saúde e pobreza para os estados do Brasil.

3. METODOLOGIA

Nesta seção apresenta-se a metodologia aplicada para o teste de causalidade. Para tanto, os dados de saúde e pobreza foram retirados do DATASUS e IPEADATA¹⁰, para os 25 estados do Brasil e mais o Distrito Federal, no período de 1981-2005. A taxa de mortalidade na infância (TMI) será a *proxy* de saúde e será testada a causalidade de Granger entre essa e porcentagem de pessoas que vivem abaixo da linha de pobreza (P0) e renda domiciliar per capita (renda).¹¹

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 proceder com a estimação das equações (2) e (3) da próxima seção, tem que ser aplicados testes de raiz unitária para dados em painel, buscando verificar se as séries

¹⁰ www.ipeadata.gov.br e www.datasus.gov.br

¹¹ De forma adicional também foi utilizado o hiato médio de renda (P1), contudo os resultados não apresentaram substanciais diferenças quanto ao uso da proporção de pobres (P0). Assim, neste artigo não são apresentados os resultados com relação ao P1, que estão disponíveis aos interessados via correio eletrônico.

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

O uso de teste de raiz unitária em painel é recente, porém, encontram-se na literatura basicamente dois grupos de testes. 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 de Granger para dados em painel

O conceito de causalidade no sentido de Granger 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 recente e a literatura não se encontra consolidada como pode ser vista em Erdil e Yetkiner (2004), Brinkley (2003) e, mais recentemente Konya (2006). A principal vantagem da sua utilização num ambiente de dados em painel corresponde ao maior número de observações, aumentando-se os graus de liberdade e eficiência do parâmetro estimado. Sendo assim, o procedimento adotado nesse trabalho para testar a causalidade é o recomendado por Holtz-Eakin, Newey e Rose (1988) descrito a seguir.

A análise se baseia num sistema conhecido na literatura como *panel vector autor-regression* (PVAR) e possui a seguinte expressão:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{l=1}^m \beta_{1l} Y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \theta_{1l} X_{it-l} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

e

$$X_{it} = \alpha_2 + \sum_{l=1}^m \theta_{2l} X_{it-l} + \sum_{l=1}^m \beta_{2l} Y_{it-l} + \eta_{2i} + \mu_{it} \quad (3)$$

Nas equações (2) e (3) Y_{it} representa uma medida de pobreza do estado i no ano t , X_{it} é uma medida de saúde no estado i no ano t , α_1 e α_2 são termos de intercepto comuns aos estados, η_{1i} e η_{2i} são efeitos fixos que captam a heterogeneidade individual dos estados e são constantes ao longo do tempo, e l denota a defasagem.

A hipótese de não-causalidade de Granger 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 θ_{1i} 's forem iguais a zero em (2), mas todos β_{2i} 's forem iguais a zero em (3). De forma oposta, haverá causalidade no sentido de Granger unidirecional de Y para X se todos os θ_{1i} 's forem iguais a zero em (2), porém nem todos os β_{2i} 's forem iguais a zero em (3). Pode haver causalidade de Granger bidirecional entre X e Y se nem todos os θ_{1i} 's e nem todos os β_{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 θ_{1i} 's e todos os β_{2i} 's sejam iguais a zero.

Como a causalidade no sentido de Granger é um teste de precedência temporal, o número de defasagens a ser incluído nas variáveis merece muita atenção. Por um lado ao escolher um número reduzido de defasagens pode gerar um viés de especificação e levar a conclusões equivocadas. Por outro, ao abusar do número de defasagens pode levar a aumento da magnitude da variância dos coeficientes estimados e daí a resultados menos precisos. Normalmente para escolha do número de defasagens empregam-se os critérios de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação de Schwartz (SIC) que são obtidos a partir de um problema de minimização de uma função objetivo. Entretanto, ainda não há um consenso na literatura quanto à escolha do melhor método. Assim, optou-se neste trabalho apresentar resultados utilizando-se de uma a cinco defasagens, deste modo considera-se que o efeito da pobreza na saúde e vice e versa leve algum tempo e esse intervalo não passe de cinco anos.

A suposição de que os termos η_{1i} e η_{2i} são efeitos fixos que não variam no tempo, permite estimar as equações acima por meio do modelo de efeitos fixos. Uma forma padrão de eliminar esses efeitos é através da primeira diferença dos dados e a partir daí estimar via Mínimos Quadrados Ordinários ou Mínimos Quadrados Generalizados as seguintes equações:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \sum_{l=1}^m \beta_{1l} (Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \sum_{l=1}^m \theta_{1l} (X_{it-1} - X_{it-2}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (5)$$

e

$$X_{it} - X_{it-1} = \sum_{l=1}^m \theta_{2l} (X_{it-1} - X_{it-2}) + \sum_{l=1}^m \beta_{2l} (Y_{it-1} - Y_{it-2}) + (\mu_{it} - \mu_{it-1}) \quad (6)$$

As equações acima indicam que o termo de efeito fixo desapareceu. Porém, ao observar a equação (5) nota-se que Y_{it-1} , depende de ε_{it-1} , o termo de erro ($\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$) é correlacionado com o regressor ($Y_{it-1} - Y_{it-2}$). Isto é, a diferenciação gera um problema de simultaneidade. Para solucionar esse problema recomenda-se o estimador proposto por Anderson e Hsiao (1981) que corresponde a utilização de Y_{it-2} ou ($Y_{it-2} - Y_{it-3}$) como instrumentos para ($Y_{it-1} - Y_{it-2}$). Esses instrumentos não são correlacionados com ($\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$) se os ε_{it} não forem correlacionados. Apesar de que o uso de variáveis instrumentais para eliminar o problema de simultaneidade levar a estimadores consistentes, eles não são considerados eficientes, uma vez que não empregam todas as condições de momento disponíveis.

A partir dos estimadores do Método dos Momentos Generalizados (GMM) desenvolvido por Hansen (1982) e com o uso de um experimento de Monte Carlo, Arellano e Bond (1991) mostram que um estimador mais eficiente pode ser obtido com o uso de

instrumentos adicionais, cuja validade está baseada na condição de ortogonalidade entre os valores das variáveis dependente e os erros. Assim, propõem um estimador de variáveis instrumentais generalizados, em que todos os valores defasados disponíveis da variável dependente e das variáveis pré-determinadas em cada período são instrumentos válidos. Por sua vez, esse estimador também permitiria utilizar como instrumentos a primeira diferença dos regressores estritamente exógenos.

Arellano e Bond (1991) derivaram duas versões para os estimadores do Método dos Momentos Generalizados (GMM). Na primeira, conhecida como estimador *one-step*, supõe-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nas unidades de *cross-section* e ao longo do tempo, ao passo que na segunda, chamada 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. Assintoticamente, os dois estimadores são equivalentes, porém o *two-step* não necessita conhecer *a priori* a distribuição dos componentes η_{1i} , η_{2i} , ε_{it} e μ_{it} . Todavia, tem sido observado em diversos estudos que essa versão do estimador de GMM os desvios padrões tendem a serem viesados para baixo em pequenas amostras, recomendando nesse caso o uso da versão *one-step*. Por essa razão, no presente trabalho será utilizado o estimador de GMM na versão *one-step*.

Para testar a especificação do modelo e daí a consistência do estimador GMM, recomenda-se o teste de Sargan (1958)/Hansen (1982), ou também conhecido como “*J test*”, de sobre-identificação, que testa a validade dos instrumentos utilizados. Considerando que a principal motivação para o uso desse estimador tem como base a exploração (uso) das condições de ortogonalidade, de um modo geral, o teste busca verificar a existência de correlação entre os resíduos da regressão e os instrumentos utilizados. Por isso, a falha em rejeitar a hipótese nula indicará que os instrumentos utilizados não são válidos.

Já para testar a existência de correlação serial, Arellano e Bond (1991) propõem um teste direto nos resíduos da especificação em primeira-diferenças que também pode ser útil para verificar a consistência do estimador de GMM. A ausência de correlação serial está associada a falha em rejeitar a hipótese nula de autocorrelação de segunda ordem, sugerindo nesse caso que o estimador de GMM é consistente. A seguir são apresentados os resultados para a relação entre saúde e pobreza.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção é apresentada a análise dos resultados. Primeiramente, serão mostradas as correlações entre saúde e pobreza. E posteriormente, será aplicado o teste de raiz unitária, e por fim o teste de causalidade de Granger, utilizando os estados do Brasil e as proxies de pobreza e saúde já especificadas na seção anterior.

4.1 Correlações entre saúde e pobreza

Como foi apresentado anteriormente espera-se que aumentos na renda contribuam para uma redução na taxa de mortalidade na infância, uma vez que permite a população ter um melhor acesso à saúde tais como: exames preventivos, medicamentos, planos de saúde entre outros bens e serviços. Com uma melhor saúde ocorre aumentos de produtividade e, por sua vez, aumentos da renda. Com isso espera-se uma relação positiva entre pobreza e taxa de mortalidade na infância.

A *tabela A*, no anexo, apresenta as correlações entre pobreza e saúde em nível de

estados, e ainda para os anos de 1981, 2000 e 2005. Na maioria dos estados os sinais são os esperados. Isto é, uma relação positiva entre pobreza e taxa de mortalidade na infância, e negativa entre renda e taxa de mortalidade. No estado de Santa Catarina, por exemplo, entre 1981 a 2005, as correlações entre pobreza e taxa de mortalidade na infância é de 0,80, e entre renda e taxa de mortalidade é de -0,82. Nesse mesmo estado, no ano de 2005 as correlações entre taxa de mortalidade na infância e pobreza (renda) é de 0,73 (-0,71), evidenciando o fato de um lugar pobre possuir população com saúde precária e vice-versa. Em síntese, temos uma relação positiva (negativa) entre taxa de mortalidade na infância e pobreza (renda), porém correlações nada dizem sobre a questão da causalidade, assim, é de fundamental importância uma análise de precedência temporal ou causalidade de Granger, tratada na próxima subseção.

4.2 Causalidade entre saúde e pobreza

As tabelas B, C e D apresentam os resultados do testes para 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 proporção de pobres (P0), renda domiciliar per capita (renda) e taxa de mortalidade na infância (TMI) são todas estacionárias, não apresentando, assim, raiz unitária. Esse resultado permite inferir que não há necessidade de realizar testes de co-integração para estimar o modelo.

As tabelas E e F, no anexo, apresentam os resultados obtidos no uso do estimador GMM *one-step* para a relação entre pobreza (P0) e saúde (TMI). A tabela 1 apresenta os resultados obtidos no uso do teste de causalidade Granger para a relação entre pobreza (P0) e saúde (TMI). Nota-se que considerando uma e duas defasagens a hipótese nula de que pobreza (P0) não Granger-cause saúde (TMI) deve ser aceita. Já a hipótese de que saúde (TMI) não Granger-cause pobreza deve ser rejeitada mesmo ao nível de significância de 10%. Logo, considerando uma e duas defasagens, haveria causalidade de Granger unidirecional da saúde para pobreza. Contudo, para três, quatro e cinco defasagens tanto a hipótese de que pobreza não Granger-cause saúde (TMI) e a hipótese que saúde (TMI) não Granger-cause pobreza (P0) devem ser rejeitadas mesmo ao nível de significância de 1%, indicando uma causalidade bidirecional entre pobreza e saúde.

Tabela 1: Teste de causalidade de Granger entre saúde e pobreza (P0), estados do Brasil, 1981-2005.

Defasagens	Hipótese nula: Saúde \Rightarrow P0 Saúde não Granger-cause P0		Hipótese nula: P0 \Rightarrow Saúde P0 não Granger-cause Saúde	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	20.6	0,0000	1.17	0,2786
2	31.84	0,0000	2.76	0,2522
3	37.02	0,0000	15.86	0,0012
4	51.96	0,0000	45.38	0,0000

5	71,06	0,0000	48,08	0,0000
---	-------	--------	-------	--------

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Datasus e Ipeadata e resultados do Stata 9.1.

Já as *tabelas G e H*, no anexo, apresentam os resultados obtidos no uso do estimador GMM *one-step* para a relação entre renda domiciliar per capita (renda) e saúde (*TMI*). A *tabela 2* apresenta os resultados obtidos no uso do teste de causalidade de Granger para a relação entre renda e saúde (*TMI*).

Tabela 2: Teste de causalidade de Granger entre saúde e renda per capita, estados do Brasil 1981-2005.

Defasagens	Hipótese nula: Saúde \Rightarrow Pobreza Saúde não Granger-causa Pobreza		Hipótese nula: Pobreza \Rightarrow Saúde Pobreza não Granger-causa Saúde	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	1,92	0,1659	2,86	0,0907
2	7,20	0,0274	12,66	0,0018
3	14,06	0,0028	16,45	0,0009
4	34,30	0,0000	26,41	0,0000
5	39,02	0,0000	32,47	0,0000

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Datasus e Ipeadata e resultados do Stata 9.1.

Nota-se na *tabela 2* que, considerando uma defasagem, a hipótese nula de que renda não Granger-causa saúde (*TMI*) deve ser rejeitado ao em nível de significância de 10%. Já a hipótese que saúde (*TMI*) não Granger-causa renda deve ser aceita. Logo, ao considerar-se uma defasagem e 10% de significância, há causalidade de Granger unidirecional da renda para saúde. Contudo, para duas, três, quatro e cinco defasagens tanto a hipótese de que renda não Granger-causa saúde (*TMI*) e a hipótese que saúde (*TMI*) não Granger-causa renda devem ser rejeitadas mesmo ao nível de significância de 5%, e se levar em conta três, quatro e cinco defasagens ambas hipóteses nulas serão rejeitadas a significância de 1% ,indicando uma causalidade bidirecional entre renda e saúde, seguindo a mesma lógica da relação pobreza e saúde. Assim, os resultados dos testes indicam uma causalidade bidirecional entre renda e saúde ou pobreza e saúde.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou analisar a existência de causalidade entre a saúde e a pobreza (e renda), utilizando como *proxies* taxa de mortalidade na infância, proporção de pobres e renda domiciliar per capita, para um painel com os 25 estados do Brasil mais o Distrito Federal.

A análise descritiva dos dados mostrou uma relação positiva entre taxa de mortalidade

na infância e pobreza para o caso do indicador de proporção de pobres e, negativa, quando analisado a relação entre saúde e renda, evidenciando o fato de estados pobres possuem população com saúde precária. Embora esse resultado seja importante, ele não indica qual o sentido de causalidade.

Em resposta a indagação sobre como se comporta a relação entre saúde e pobreza, o teste de causalidade de Granger com extensão para um modelo de dados em painel indica que há uma relação de causalidade bidirecional entre as variáveis, ou seja, saúde causa pobreza e vice-versa, o mesmo se aplicando quando usamos a renda como Proxy para pobreza, como o esperado pela teoria. Por isso, ao melhorar a saúde por sua vez reduz a pobreza e reduções na pobreza refletem em melhoras na saúde.

Uma vez que a saúde e o desenvolvimento econômico (medido através da pobreza e da renda) estejam estreitamente relacionados, um causando o outro e vice-versa, sugere-se que não é possível resolver o problema da saúde, sem resolver a pobreza. Como ilustração pode ser utilizado o exemplo dado por Sala-i-Martin (2005) ao tratar de educação, saúde e pobreza. Introduzir um bom sistema educacional não terá os efeitos esperados sobre o crescimento econômico se não melhorar paralelamente a saúde da população, já que os indivíduos não teriam incentivos para ir à escola. O inverso também é verdadeiro. Não adianta resolver um problema de saúde particular se as pessoas atendidas continuam sendo pobres e analfabetas.

Por isso, ao considerarmos o fato de que o Brasil ainda apresenta níveis elevados de pobreza e saúde precária, principalmente os estados das regiões Norte Nordeste, e que essa relação pode criar um círculo vicioso, é imprescindível a orientação e formulação de políticas públicas para redução da pobreza com enfoque também na saúde e escolaridade, elementos que são vistos com grande importância para aumentos de produtividade e determinantes de crescimento econômico de longo prazo. Ou seja, é necessário atacar os problemas da saúde precária e da pobreza simultaneamente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACEMOGLU, D.; S. JOHNSON, and J. ROBINSON (2001), “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 91: 1369-1401.

ACEMOGLU, D.; S. JOHNSON, and J. ROBINSON (2002), “Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Distribution of Income”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1231:1294.

ADAMS, P.; HURD, M. D.; McFADDEN, D.; Merrill, A. and RIBEIRO T (2003). “Healthy, Wealthy and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status”, *Journal of Econometrics*, 112, pp. 3-56.

ANDERSON, T.W. & Hsiao, C (1981), “Estimation of dynamic models with error components”, *Journal of the American Statistical Association* 76, 598-606.

ARELLANO, M. & BOND, S (1991). “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies* 58, 277-297.

- BALTAGI, B. H (1995), “*Econometric Analysis of Panel Data*”, Chichester: John Wiley & Sons.
- BARRO, R. J (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
- BARRO, R. J. e SALA-I-MARTIN, X.(1992), “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- BHARGAVA, A.; JAMISON, D. T.; Lau, L. and Murray, C.J.L. (2001), “Modeling the Effects of Health on Economic Growth”, *Journal of Health Economics*, vol. 20, pp. 423-440.
- BLOOM, D. E.; CANNING D. and SEVILLA J. (2004), “The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach”, *World Development* vol. 32, no. 1, pp. 1-13.
- BRINKLEY G. L. The macroeconomic impact of improving health: investigating the causal direction. UC Davis.
- DEVLIN, N. and HANSEN, P. (2001), “Health Care Spending and Economic Output: Granger Causality”, *Applied Economics Letters*, Vol. 8, 561-64, 2001
- DOPPELHOFER, G.; MILLER R. and SALA-I-MARTIN X, (2004), “Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach”, *American Economic Review* 94 (4): 813-835.
- ERDIL E. and Yetkiner I. H. (2004), “A Panel Data Approach for Income-Health Causality”, Research unit Sustainability and Global Change, Hamburg University / *Working Papers*,FNU-47.
- FOGEL, R. W. (1997), “New findings on secular trends in nutrition and mortality: some implications for population theory”, In ROSENZWEIG MR, STARK O.(eds). *Handbook of population and family economics*. Vol.1A Amsterdam, Elsevier Science, 1997: 443-481.
- HANSEN, P. and KING, A. (1996), “The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach”, *Journal of Health Economics*, 15, 127-37.
- IM, K.S., PESARAN, M.H.; SHIN,Y. (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- IVASCHENK, O. (2005), “The patterns and determinants of longevity in Russia's regions: Evidence from panel data”, *Journal COMPARATIVE ECONOMICS* 33, p.789-813.
- KNOWLES, S. and OWEN, D.P. (1995) “Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model”, *Economics Letters*, Vol. 48 (223), pp. 99-106.
- KÓNYA, L. (2006), “Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach”, *Economics Modelling*, vol.23, issue 6, pp.978-992.
- LEVIN, A. LIN, C.F.CHU, C. S. J. (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic AN Finite sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- LORENTZEN,P.; McMILLAN J. e WACZIARG R. (2005), “Death and Development”, *NBER Working Paper Series*, nº 11620, Cambridge.
- MICHAUD, Pierre-Carl.; van SOEST A. (2004), “Health and Wealth of Elderly Couples: Causality Tests Using Dynamic Panel Data Models” Rand Labor and Population, *Working Paper*, wr-191.
- NORONHA, K; ANDRADE, M. (2004), “A importância da saúde como um dos

determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil”, *XXXII Encontro Nacional de Economia*, Anpec.

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

PRITCHETT, L. and SUMMERS, L.H.(1996). “Wealthier is Healthier”, *Journal of Human Resources*, 31, 841-68.

SACHS, J.(2002), “Macroeconomics and Health: Investing in Health for Economic Development”, *report of the Commission on Macroeconomics and Health work at the Institute for Global Health*.

SALA-I-MARTIN, Xavier. (2005) *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*.

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

SOARES, R. R. (2006), “Health and the Evolution of Welfare across Brazilian Municipalities”, *XXXIV Encontro Nacional de Economia*, Anpec.

WEIL David N. (2005), “*Economic Growth*”, United States of America :PEARSON.

ANEXO

Tabela A- Correlações entre saúde e pobreza, estados do Brasil, 1981-2005, e os anos de 1981,2000 e 2005.

UF e Ano	Pobreza (P0) e TMI	Renda e TMI
AC	-0,36	0,14
AL	0,19	-0,45
AM	-0,64	0,47
AP	-0,14	0,21
BA	0,30	0,03
CE	0,60	-0,34
DF	0,17	-0,61
ES	0,56	-0,35
GO	0,66	-0,46
MA	-0,48	0,48
MG	0,74	-0,37
MS	0,51	-0,48
MT	-0,01	0,17
PA	-0,37	0,10
PB	0,79	-0,80
PE	0,35	-0,46
PI	0,04	0,00
PR	0,80	-0,58
RJ	0,54	-0,37
RN	0,61	-0,60
RO	-0,63	0,34
RR	-0,69	0,38
RS	0,58	-0,38
SC	0,80	-0,82
SE	0,47	-0,59
SP	0,12	-0,29
1981	0,09	-0,01
2000	0,51	-0,43
2005	0,73	-0,71

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

Tabela B: Teste de raiz unitária para variável taxa de mortalidade na infância, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2005.

Teste	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individual		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	-5,84433	0,0000	-3,73543	0,0001	-15,1225	0,0000
Breitung t-stat ⁽²⁾	-0,59917	0,2745	0,22758	0,5900	-5,49229	0,0000
Im, Pesaran, Shin	-1,40052	0,0807	-3,66343	0,0001	-	-

W-stat ⁽³⁾						
ADF – Fisher Chi-square ⁽³⁾	64,4599	0,1150	100,031	0,0001	256,887	0,0000
PP- Fisher Chi-square ⁽³⁾	83,9199	0,0033	74,4316	0,0223	382,661	0,0000

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Datasus e resultados do E-Views 5.0.

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 C: Teste de raiz unitária para variável proporção de pobres, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2005.

Teste	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	-3,3515	0,0004	-12,9922	0,0000	-5,19671	0,0000
Breitung t-stat ⁽²⁾	-6,3057	0,0000	-4,0233	0,0000	0,01915	0,5076
Im, Pesaran, Shin W-stat ⁽³⁾	-1,4629	0,0717	-10,3460	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square ⁽³⁾	82,8615	0,0042	191,499	0,0000	77,4702	0,0125
PP- Fisher Chi-square ⁽³⁾	82,9708	0,0041	130,610	0,0000	80,4832	0,0069

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Ipeadata e resultados do E-Views 5.0.

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 D : Teste de raiz unitária para variável renda per capita, seleção de defasagens de Schwarz, estados do Brasil, 1981-2005.

Teste	Com intercepto individual		Com tendência e intercepto individuais		Sem tendência linear e sem intercepto	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	-8,67052	0,0000	-10,8763	0,0000	1,92638	0,9730
Breitung t-stat ⁽²⁾	-5,79276	0,0000	-2,09883	0,0179	0,16850	0,5669
Im, Pesaran, Shin W-stat ⁽³⁾	-6,37041	0,0000	-7,69532	0,0000	-	-
ADF – Fisher Chi-square ⁽³⁾	138,412	0,0000	146,320	0,0000	16,2310	1,0000
PP- Fisher Chi-	113,493	0,0000	115,478	0,0000	13,6912	1,0000

square⁽³⁾

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Ipeadata e resultados do E-Views 5.0.

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 E: Estimador GMM para dados de painel, saúde (TMI) e pobreza (P0), estados do Brasil, 1981-2005: Variável dependente pobreza (P0).

Coeficientes	lag1	lag2	Lag3	Lag4	lag5
LD.P0	0,5518*** (15,88)	0,6393*** (16,06)	0,6885*** (16,67)	0,6240*** (14,41)	0,6114*** (14,27)
LD.Saúde	0,0038*** (4,48)	0,0097*** (4,18)	0,0060** (2,28)	0,0027 (1,02)	0,0054* (1,76)
L2D.P0	-	-	-	-	-
		0,1656*** (-4,15)	0,2940*** (-6,15)	0,2011*** (-4,10)	0,1974*** (-4,08)
L2D. Saúde	-	-0,0052**	-	-	-
			0,0148*** (-5,44)	0,0182*** (-6,43)	0,0209*** (-7,55)
L3D.P0	-	-	0,1529*** (3,72)	0,0084 (0,18)	0,0099 (0,21)
L3D.Saúde	-	-	0,0103*** (4,29)	0,0055** (2,01)	0,0027 (0,93)
L4D.P0	-	-	-	0,2042***	0,1914***

	-	-	-	(4,99)	(4,21)
L4D.Saúde	-	-	-	0,0096***	0,0094***
	-	-	-	(4,06)	(3,69)
L5D.P0	-	-	-	-	0,0121
	-	-	-	-	(0,3)
L5D.Saúde	-	-	-	-	0,0030
	-	-	-	-	(1,31)
Observações	598	572	546	520	494
Grupos	26	26	26	26	26
Sargan	565,26	546,25	442,34	439,63	491,05
Autoc. 1ª.	-8,27	-14,96	-16,75	-18,89	-15,59
Autoc. 2ª.	-4,33	-1,08	2,15	-0,66	-4,59

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Datasus e Ipeadata e resultados do Stata 9.1.

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

Tabela F: Estimador GMM para dados de painel, saúde (TMI) e pobreza (P0), estados do Brasil, 1981-2005: Variável dependente saúde (TMI).

Coefficientes	lag1	lag2	Lag3	lag4	lag5
LD.Saúde	0,9065*** (61,72)	0,6104*** (16,02)	0,6044*** (14,90)	0,4809*** (14,03)	0,5918*** (13,63)
LD.P0	0,7889 (1,08)	-0,1225 (-0,18)	0,5456 (0,80)	2,2168*** (-3,71)	1,9685*** (-3,11)
L2D. Saúde	-	0,2982*** (8,24)	0,2213*** (4,99)	0,3253*** (8,56)	0,2957*** (7,47)
L2D. P0	-	1,0541 (1,51)	-0,7191 (-0,91)	1,3474** (2,01)	2,2435*** (3,18)
L3D. Saúde	-	-	0,0616 (1,64)	-0,0325 (-0,89)	-0,0980** (-2,38)
L3D. P0	-	-	2,5502***	0,9811	0,7730

	-	-	(3,71)	(1,51)	(1,12)
L4D. Saúde	-	-	-	0,0541*	0,1095***
	-	-	-	(1,77)	(2,97)
L4D. P0	-	-	-	1,8011***	1,5555**
	-	-	-	(3,17)	(2,34)
L5D. Saúde	-	-	-	-	-0,0367
	-	-	-	-	(-1,16)
L5D. P0	-	-	-	-	0,5930
	-	-	-	-	(0,99)
Observações	598	572	546	520	494
Grupos	26	26	26	26	26
Sargan	288,95	365,40	356,53	399,71	364,69
Autoc. 1ª.	-11,73	-17,33	-17,40	-10,84	-11,56
Autoc. 2ª.	3,04	-1,15	2,72	-4,37	-4,26

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Datasus e Ipeadata e resultados do Stata 9.1.

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

Tabela G: Estimador GMM para dados de painel, renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2005: Variável dependente renda.

Coeficientes	lag1	Lag2	lag3	Lag4	lag5
LD.Renda	0,5003*** (14,23)	0,5759*** (14,20)	0,5957*** (14,29)	0,5204*** (12,03)	0,5072*** (12,21)
LD.Saúde	-0,0093 (-1,39)	0,0481*** (-2,60)	-0,0239 (-1,11)	-0,0047 (-0,22)	-0,0045 (-0,19)
L2D.Renda	-	0,1590***	0,2810***	0,2424***	0,2442***

	-	(-3,92)	(-5,94)	(-5,10)	(-5,47)
L2D. Saúde	-	0,0371**	0,0726***	0,0989***	0,1080***
	-	(2,13)	(3,43)	(4,46)	(5,09)
L3D.Renda	-	-	0,1584***	0,1142**	0,0939**
	-	-	(3,77)	(2,41)	(2,10)
L3D.Saúde	-	-	-0,0347	-0,0118	-0,0137
	-	-	(-1,810) *	(-0,55)	(-0,64)
L4D.Renda	-	-	-	0,0315	0,1019**
	-	-	-	(0,75)	(2,33)
L4D.Saúde	-	-	-	-	-
	-	-	-	0,0488***	-0,0402**
L5D.Renda	-	-	-	(-2,61)	(-2,09)
	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	0,1336***
L5D.Saúde	-	-	-	-	(-3,49)
	-	-	-	-	-0,0176
	-	-	-	-	(-1,02)
Observações	598	572	546	520	494
Grupos	26	26	26	26	26
Sargan	581,47	548,43	462,90	456,83	527,93
Autoc. 1ª.	-8,79	-16,40	-18,50	-20,43	-16,22
Autoc. 2ª.	-5,49	-2,74	1,09	4,76	-0,28

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Datasus e Ipeadata e resultados do Stata 9.1.

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

Tabela H: Estimador GMM para dados de painel, renda e saúde (TMI), estados do Brasil, 1981-2005: Variável dependente saúde (TMI).

Coefficientes	lag1	lag2	lag3	lag4	lag5
---------------	------	------	------	------	------

LD.Saúde	0,905*** (61,58)	0,603*** (15,88)	0,595*** (14,58)	0,486*** (14,09)	0,612*** (14,22)
LD.Renda	-0,168* (-1,69)	-0,017 (-0,19)	-0,083 (-0,92)	0,180** (2,36)	0,084 (1,05)
L2D. Saúde	-	0,299*** (8,32)	0,224*** (5,08)	0,308*** (8,08)	0,275*** (6,91)
L2D. Renda	-	-0,280*** (-3,09)	-0,091 (-0,91)	-0,221*** (-2,65)	-0,284*** (-3,32)
L3D. Saúde	-	-	0,064* (1,70)	-0,019 (-0,53)	-0,083** (-2,03)
L3D. Renda	-	-	-0,244*** (-2,70)	-0,098 (-1,19)	-0,100 (-1,16)
L4D. Saúde	-	-	-	0,050* (1,65)	0,104*** (2,86)
L4D. Renda	-	-	-	-0,147** (-1,99)	-0,107 (-1,27)
L5D. Saúde	-	-	-	-	-0,039 (-1,28)
L5D. Renda	-	-	-	-	-0,069 (-0,92)
Observações	598	572	546	520	494
Grupos	26	26	26	26	26
Sargan	287,59	362,42	358,05	404,29	363,53
Autoc. 1ª.	-11,74	-17,16	-17,58	-10,77	-11,34
Autoc. 2ª.	3,04	1,17	2,93	-3,81	-3,46

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados do Datasus e Ipeadata e resultados do Stata 9.1.

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