

CAUSALIDADE GRANGER EM ECONOMIA DA SAÚDE: UMA ANÁLISE DA POLÍTICA DE REDUÇÃO DE LEITOS HOSPITALARES NO SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE BRASILEIRO

Daniel Penido de Lima Amorim¹
Marcos Antônio de Camargos²

RESUMO

Este artigo revisa a literatura que utilizou de testes de causalidade Granger em Economia da Saúde. Ele tem por objetivo avaliar a política de redução de leitos hospitalares no Sistema Único de Saúde (SUS) brasileiro, mediante a aplicação de testes de causalidade Granger com dados de leitos por habitantes e de taxa de internação do período de 2005 a 2017. A análise foi realizada mediante a abordagem Toda-Yamamoto do teste de causalidade, baseada em modelos VAR aumentados. Adicionalmente, adotou-se a abordagem de causalidade Granger convencional, que usa modelos VECM. Os resultados evidenciaram causalidade Granger unidirecional, no sentido do indicador de leitos para aquele de internações. Isso sugere que as pressões para a redução do número de leitos hospitalares advieram, primeiramente, da oferta controlada pelo governo, ao invés de decorrerem de uma menor demanda da população por serviços de saúde.

Palavras-chave: Leitos por Habitantes; Taxa de Internação; Sistema Único de Saúde; Causalidade Granger; Economia da Saúde.

GRANGER CAUSALITY IN HEALTH ECONOMICS: AN ANALYSIS OF THE POLICY OF REDUCTION OF HOSPITAL BEDS IN THE BRAZILIAN UNIFIED HEALTH SYSTEM

ABSTRACT

This article reviews the literature that has used Granger causality tests in health economics. The purpose of this article is to evaluate the policy of hospital bed reduction in the Brazilian Unified Health System (SUS), by applying Granger causality tests with data of beds per capita and hospitalization rate from 2005 to 2017. We carried out the analysis using the Toda-Yamamoto causality test, based on augmented VAR models. Additionally, we adopted the conventional Granger causality approach, which uses VECM models. Our results evidenced unidirectional Granger causality in the direction of the indicator of beds to that of hospitalizations. This suggests that the pressures for reducing the number of hospital beds originated, firstly, from the supply controlled by the government, rather than from a lower demand of the population for health services.

Keywords: Beds Per Capita; Hospitalization Rate; Unified Health System; Granger Causality; Health Economics.

¹ Economista, Mestre em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais. Analista de Fiscalização Econômico-Financeira na Agência Reguladora de Serviços de Abastecimento de Água e de Esgotamento Sanitário do Estado de Minas Gerais. E-mail: daniel_amorim23@hotmail.com

² Doutor em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais. Professor Adjunto na Faculdade IBMEC de Minas Gerais e na Universidade Federal de Minas Gerais E-mail: marcosac@face.ufmg.br



JEL: I10; I11; I18.

1 INTRODUÇÃO

Os leitos hospitalares são essenciais para a condução de procedimentos médicos e, comumente, são adotados como uma medida da capacidade de atendimento do sistema de saúde de uma região. Tendo em vista a interdependência entre leitos e internações, uma variação na capacidade de atendimento implicaria variação das internações? Shain e Roemer (1959) foram os primeiros a afirmar que a prestação de serviços de saúde era induzida pela disponibilidade de leitos hospitalares. Esses autores encontraram taxas de internação mais altas em regiões dos Estados Unidos onde o número de leitos per capita era maior. Essa relação ficou conhecida como *Lei de Roemer*.

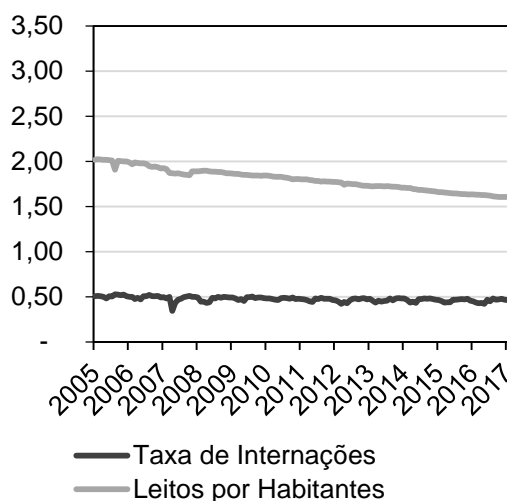
Na década de 80, Rodrigues Filho (1985, 1987) realizou estudos sobre a distribuição dos recursos de saúde pelo Brasil, trazendo para esse contexto a ideia de que a oferta de leitos induzia a demanda por internações hospitalares. Segundo Rodrigues Filho (1985), a mera existência do leito era condição para sua ocupação. Até o final da década de 1990, a situação parecia não ser muito diferente no país, visto que Castro, Travassos e Carvalho (2005) analisaram os dados dessa época e encontraram uma relação significativa entre a oferta de serviços de saúde e as internações hospitalares, o que os autores interpretaram como um efeito de demanda induzida pela oferta de leitos.

Contudo, o mínimo de três leitos por mil habitantes recomendado pela Organização Mundial da Saúde (OMS) não é alcançado no Brasil. Em 2012, entre os 36 países membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), só Chile e México não apresentavam o número de leitos por mil habitantes maior que aquele do Brasil (OCDE, n.d.). Além disso, segundo o Tribunal de Contas da União (2014), os dados de 2013 demonstravam que na maioria dos estados brasileiros não havia uma quantidade de leitos por habitantes maior ou igual que 2,5 – parâmetro mínimo estabelecido pelo Ministério da Saúde. Em uma fiscalização, o Tribunal de Contas da União (2014) encontrou falta de leitos e situações precárias em grande parte dos 116 hospitais e pronto-socorros gerais visitados. Isso aconteceu mesmo em hospitais pertencentes aos estados que cumpriam com o número mínimo de leitos por habitantes do Ministério da Saúde. Marinho (2007, 2009) corrobora que no Sistema Único de Saúde (SUS) brasileiro é

comum a existência de filas de pacientes que aguardam durante longos períodos por procedimentos médicos de algumas especialidades. Portanto, a situação dos serviços de saúde no país parece muito mais condizente com uma demanda reprimida, em virtude de os hospitais não conseguirem realizar a quantidade de atendimentos que a população necessita, do que com leitos em excesso, que poderiam implicar atendimentos desnecessários.

Apesar disso, nas últimas décadas foi estabelecida uma contínua política de redução do número de leitos. O número de leitos do SUS por 1.000 habitantes — considerado os leitos de internação e complementares pertencentes aos hospitais públicos ou disponibilizados por hospitais privados conveniados ao SUS — passou de 2,02, em outubro de 2005, para 1,60, em outubro de 2017 — uma queda de 20,5%. Em contrapartida, o número de internações por 100 habitantes, relativas aos leitos em questão, passou de 0,50 para 0,47 nesse mesmo período — uma queda de 7,8%. Portanto, houve uma tendência de aumento no número de internações por leitos [Veja os Gráficos 1 e 2.]. O Ministério da Saúde (2014) justificou que essa política foi implementada em função dos efeitos de serviços de prevenção, redução do número de nascimentos e redução das necessidades de internação devido aos avanços tecnológicos nos tratamentos das doenças.

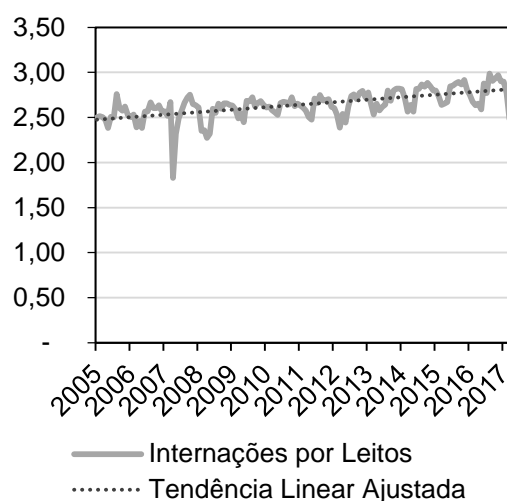
Gráfico 1 – Leitos por Habitantes e Taxa de Internação



Fonte: Elaborado pelos autores com dados do DATASUS e do IBGE.

Nota. O conjunto de leitos considerado no cálculo das razões inclui leitos de internação e leitos intermediários, pertencentes aos hospitais públicos ou privados conveniados ao SUS. Para o cálculo das razões utilizou-se dos dados de população estimada do IBGE.

Gráfico 2 – Internações por Leitos e Tendência Ajustada



Fonte: Elaborado pelos autores com dados do DATASUS.

Nota. O conjunto de leitos considerado no cálculo das razões inclui leitos de internação e leitos intermediários, pertencentes aos hospitais públicos ou privados conveniados ao SUS. Foi ajustada uma tendência linear, a qual apresenta uma inclinação positiva.

Nesse contexto, a questão que norteia essa pesquisa é: as pressões para a redução do número de leitos advêm, primeiramente, da oferta controlada pelo governo ou da demanda da população por serviços de saúde? Se a redução dos leitos é causada pela menor demanda, a variação na série do indicador taxa de internação deve preceder temporalmente a variação na série de leitos por habitantes. Em resposta a uma menor demanda por internações da população em um primeiro momento, os leitos seriam reduzidos em um segundo momento. Por outro lado, se a redução do número de leitos é causada por pressões na oferta controlada pelo governo, a variação na série de leitos por habitantes deve preceder temporalmente a variação na série de taxa de internação. O governo reduziria o número de leitos em um primeiro momento e as internações se ajustariam à capacidade de atendimento em um segundo momento.

Nesse sentido, a questão de pesquisa mencionada pode ser respondida mediante a aplicação de testes de causalidade Granger, visto que tais testes evidenciam o sentido da causalidade entre variáveis, em termos de precedência temporal.³ Há várias aplicações prévias de testes de causalidade

³ Koop (2005, p. 187) argumenta que: “com os dados de séries temporais podemos fazer declarações ligeiramente mais fortes sobre a causalidade simplesmente explorando o fato de que o tempo não anda para trás! Ou seja, se o evento A acontece antes do evento B, então é

Granger em estudos no campo de Economia da Saúde (e.g. TAPIA GRANADOS; IONIDES, 2008; BOZ; OZSARI, 2019; RANA; ALAM; GOW, 2019). No presente estudo, a notória relação entre leitos e internações distancia-se do caso das correlações espúrias, quando a aplicação de testes de causalidade Granger é criticada. Ademais, no contexto do SUS brasileiro, a possibilidade de cálculo de indicadores leitos por mil habitantes e taxa de internação de periodicidade mensal contribui para a precisão dos testes de causalidade Granger. Segundo Kirchgässner, Wolters e Hassler (2013), considerar a frequência das séries temporais é de suma importância para a aplicação desses testes, em virtude de o ajuste de uma variável em relação à outra poder ocorrer em períodos curtos de tempo.

Este artigo tem por objetivo avaliar a política de redução de leitos hospitalares no SUS brasileiro, mediante a aplicação de testes de causalidade Granger com dados de leitos por habitantes e de taxa de internação. O período analisado foi de 2005 a 2017. Ele contribui por cobrir uma lacuna na literatura, visto que, mesmo no contexto internacional, não foram encontrados estudos que adotassem um teste de causalidade Granger na análise da relação entre leitos e internações hospitalares. No contexto do Brasil, há escassez de estudos que apliquem econometria de séries temporais em Economia da Saúde. Ademais, os resultados deste estudo, que evidenciaram causalidade Granger unidirecional, no sentido do indicador de leitos para aquele de internações, possibilitam uma melhor compreensão da política de redução de leitos no Brasil, bem como podem prover embasamento para especificações apropriadas⁴ de modelos que venham a relacionar as variáveis leitos por habitantes e taxa de internação em estudos futuros.

Este artigo está dividido em 4 seções. Após esta Introdução, na Seção 2 é realizada uma revisão dos artigos em Economia da Saúde nos quais foram empregados testes de causalidade Granger. Na Seção 3 são descritos os dados e um método econométrico utilizado neste estudo, bem como

possível que A esteja causando B. No entanto, não é possível que B esteja causando A. Em outras palavras, eventos no passado podem causar eventos hoje. Eventos futuros não podem.”

⁴ Devlin e Hansen (2001) enfatizam que os testes de causalidade Granger podem contribuir para a definição de qual variável deve ser dependente / independente na especificação de um modelo.

apresentados e discutidos os resultados encontrados. Por fim, na seção 4 são tecidas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Causalidade Granger em Economia da Saúde

A abordagem de Granger (1969) para a questão da causalidade de uma variável x para uma variável y consiste em avaliar o quanto de y corrente pode ser explicado por valores passados de y e, em seguida, adicionar valores defasados de x para avaliar se eles melhoram a explicação do modelo. Uma variável x é dita *causar Granger* y , quando x ajuda na predição de y , ou equivalentemente, se os coeficientes defasados de x são estatisticamente significativos. Cabe notar que a causalidade em ambos os sentidos não somente é possível como é frequente em estudos empíricos. É importante destacar que a afirmação x *causa Granger* y não implica que y seja o efeito ou o resultado de x . A causalidade de Granger (1969) avalia a precedência temporal, mas não indica, por si só, causalidade no uso mais comum do termo (GUJARATI, 2003; KOOP, 2005).

Vários estudos em Economia da Saúde utilizaram dos testes de causalidade Granger. Eles adotaram diferentes abordagens desse tipo de teste, buscando investigar a precedência temporal entre variáveis econômicas e de saúde. São comuns estudos nesse campo que analisam a causalidade Granger entre o Produto Interno Bruto (PIB) e os gastos do governo em saúde. Mas, muitos deles envolvem outras variáveis.

Devlin e Hansen (2001) analisaram a causalidade Granger entre as séries temporais de PIB e de gasto agregado em saúde, referentes à 20 países membros da OCDE, considerando o período de 1960 a 1987. Aplicando testes aos dados de cada um dos países, eles encontraram causalidade Granger unidirecional, em ambos os sentidos, em alguns casos, assim como bidirecional, em outros casos.

Cooper, Getzen e Laud (2003), dentre outras análises, testaram a causalidade Granger entre PIB e oferta de médicos, considerando séries

temporais referentes ao período de 1929 a 2000. Esses autores encontraram causalidade Granger no sentido do PIB para a oferta de médicos.

Além de avaliar estacionariedade e a cointegração entre as séries temporais, Kiyamaz, Akbulut e Demir (2006) avaliaram, por meio de testes de causalidade Granger, a precedência temporal entre PIB e os gastos público, privado e total em saúde — per capita — na Turquia. Esses autores analisaram dados referentes ao período que vai de 1984 a 1998. Os testes sugeriram causalidade Granger unidirecional no sentido do PIB para as três medidas de gasto em saúde.

Tapia Granados e Ionides (2008) analisaram a causalidade Granger entre o progresso na saúde e o crescimento econômico na Suécia, considerando dados de PIB per capita, mortalidade e esperança de vida ao nascer. As séries temporais de saúde diziam respeito aos homens, às mulheres ou à ambos os sexos e os períodos de análise foram segmentados em século 19, século 20 ou ambos os séculos. Os resultados foram mais favoráveis à causalidade Granger no sentido do PIB para os indicadores de saúde nos diferentes períodos considerados.

No contexto da Índia, Pradhan, Kumar e Sanyal (2011) investigaram a causalidade Granger entre vários indicadores de infra-estrutura de saúde (*inputs*) e indicadores de condições de saúde (*outputs*), além de considerar a relação com o PIB. Os dados foram referentes ao período de 1980 a 2005. Os testes para séries temporais sugeriram causalidade Granger unidirecional do crescimento econômico para taxa de natalidade, taxa de mortalidade, taxa de mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer, porém, não sugeriram causalidade entre crescimento econômico e taxa de proteção ao casal.

Tang (2011) utilizou de testes de causalidade Granger para investigar a relação entre gastos em saúde, renda e preços dos serviços de saúde na Malásia. Os dados foram referentes ao período de 1970 a 2009. Os testes de causalidade Granger aplicados sobre as séries temporais sugeriram que, no curto prazo, havia causalidade Granger unidirecional, no sentido dos gastos com saúde para o preço dos serviços de saúde e para a renda. Quanto ao longo prazo, foi evidenciada a causalidade Granger bidirecional entre as variáveis.

Herzer, Strulik e Vollmer (2012) analisaram as relações cointegradas e a causalidade Granger entre fertilidade, mortalidade e renda — correspondentes às *proxies* taxa bruta de nascimentos, taxa bruta de mortalidade e PIB per capita, respectivamente —, considerando dados de 20 países, referentes ao período de 1900 a 1999. Os testes sugeriram que a causalidade Granger de longo prazo vai no sentido da mortalidade e do PIB para a fertilidade, assim como da fertilidade para o PIB e da fertilidade para a mortalidade.

O artigo de Dos Santos, Jacinto e Tajeda (2012) foi o único encontrado que emprega testes de causalidade Granger em Economia da Saúde no contexto do Brasil. Esses autores analisaram a causalidade Granger entre a renda domiciliar per capita e mortalidade infantil. Os dados utilizados no estudo foram referentes aos estados federativos e ao período de 1981 a 2007. Esses autores, aplicaram distintos testes para dados em painel, os quais sugeriram causalidade Granger no sentido do indicador de saúde para o de renda.

Tang (2013) analisou a causalidade de Granger entre gastos com saúde, crescimento econômico, preços relativos e expectativa de vida na Malásia, considerando o período de 1970 a 2010. Os testes de causalidade Granger para séries temporais sugeriram que a expectativa de vida e os preços relativos apresentam causalidade bidirecional com os gastos em saúde. Os testes também sugeriram causalidade Granger unidirecional no sentido do crescimento econômico para os gastos em saúde, bem como causalidade Granger unidirecional, que vai da expectativa de vida para o crescimento econômico.

Dentre outras análises realizadas com dados de Singapura, Akingba, Kaliappan e Hamzah (2017) aplicaram testes de causalidade Granger relacionando gasto em saúde per capita — como uma medida daquilo que os autores chamaram de capital de saúde — e PIB per capita — como uma medida de crescimento econômico. Os dados foram referentes ao período de 1980 a 2013. Os testes para séries temporais evidenciaram causalidade Granger unidirecional, no sentido do gasto em saúde para o PIB, quando adotadas duas defasagens no modelo, mas nenhuma causalidade significativa entre gasto em saúde e crescimento econômico, quando adotadas quatro defasagens.

Boz e Ozsarı (2019) analisaram a causalidade Granger entre envelhecimento — percentual da população com 65 anos ou mais —, taxa de fertilidade, expectativa de vida ao nascer e gastos com saúde, considerando os dados da Turquia, referentes ao período entre 1975 e 2016. Os testes para séries temporais evidenciaram causalidade Granger unidirecional, no sentido da fertilidade para o envelhecimento da população, além de no sentido do envelhecimento da população para o gasto em saúde.

Rana, Alam e Gow (2019) avaliaram a causalidade Granger entre PIB e gasto em saúde — per capita — em 161 países, considerando o período de 1961 a 2014. Subgrupos de países foram utilizados para investigar a relação por níveis de renda. Aplicando testes de causalidade Granger para dados em painel, esses autores encontraram causalidade Granger bidirecional, no caso da amostra de países ricos e considerando todos os países, independentemente do nível de renda; causalidade Granger unidirecional no sentido do gasto em saúde para o PIB, no caso dos países de baixa renda; bem como causalidade Granger unidirecional no sentido do PIB para o gasto em saúde, no caso dos países de renda média-baixa e de renda média-alta.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

3.1 Dados

Para cumprir com a análise proposta neste estudo, foram calculadas séries dos indicadores leitos por habitantes e taxa de internação, ambos referentes ao SUS brasileiro. Foram utilizados nos cálculos os dados de número de internações por mês de processamento⁵ das Autorizações de Internações Hospitalares (AIH), não considerando aquelas de prorrogação — longa duração —, e referentes aos hospitais públicos ou privados conveniados ao SUS — contratados e filantrópicos. Esses dados são originários do Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH/SUS) do Ministério da Saúde.⁶

⁵ Normalmente, as informações de internação são processadas no mês em que o paciente recebe alta e deixa o leito, e não no mês seguinte, quando a AIH é apresentada para faturamento. No DATASUS, não constam dados referentes à data de início da internação do paciente para períodos anteriores a 2008. Cabe informar que a média de dias de internação no país não chega a uma semana.

⁶ Os dados de produção hospitalar foram coletados em:

Também foram utilizados os dados de número de leitos hospitalares de internação e complementares por mês de referência, os quais são originários do Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde (CNES) do Ministério da Saúde.⁷ Assim como as internações, os leitos também são referentes aos hospitais públicos ou privados conveniados ao SUS. Esses dois primeiros conjuntos de dados foram coletados por meio do sistema do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Cabe destacar que foram contabilizados apenas os leitos que são direcionados ao atendimento médico resolutivo. Leitos de repouso e observação foram desconsiderados. Utilizou-se, ainda, da estimativa de população mensal, referente ao dia 15 de cada mês, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a qual foi coletada no site dessa instituição.⁸ Os procedimentos metodológicos empregados no cálculo dos indicadores estão em linha com aqueles do Tribunal de Contas da União (2014).

A Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA, 2008) conceitua o indicador leitos do SUS por habitantes (L/H_{SUS}) como o número de leitos hospitalares conveniados ou contratados pelo SUS, por mil habitantes residentes, em determinado espaço geográfico, no ano considerado. Entretanto, devido à disponibilidade de dados mensais de leitos e de população, neste estudo, foi possível gerar uma série mensal de L/H_{SUS} . Esse consiste em um dos principais indicadores de recursos utilizados para mensurar a capacidade assistencial de um sistema hospitalar frente à população residente em uma determinada região.

A taxa de internação do SUS (I/H_{SUS}) é conceituada pela RIPSA (2008) como o número de internações hospitalares pagas pelo SUS, por 100 habitantes residentes em determinado espaço geográfico, no ano considerado.⁹ Contudo, assim como no caso do L/H_{SUS} , neste estudo, foi possível chegar aos dados mensais desse indicador. Esse consiste em um dos

<<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0202&id=11633>>.

⁷ Os dados de recursos físicos foram coletados em:

<<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0204&id=11663>>.

⁸ Os dados de estimativas populacionais foram coletados em:

<<https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?&t=resultados>>.

⁹ Em RIPSA (2008), esse indicador é denominado *número de internações hospitalares (SUS) por habitante*.

principais indicadores de cobertura utilizados para mensurar o volume de serviços hospitalares prestados, frente à população residente em uma determinada região.

Análises decorrentes desses indicadores podem prover informações importantes aos processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas voltadas para a assistência médico-hospitalar. Contudo, é importante ressaltar que eles podem ser influenciados por fatores como nível de renda, composição etária, oferta de profissionais de saúde, políticas públicas assistenciais e preventivas, a exemplo das daquelas de incentivo às cirurgias ambulatoriais, desospitalização na saúde mental e programas de internação domiciliar (RIPSA, 2008).

A série de I/H_{SUS} apresenta uma forte sazonalidade, que pode prejudicar a modelagem econométrica. Seguindo a recomendação de Johansen (1995) para quando há sazonalidade, a série de I/H_{SUS} passou por um ajuste para remover seu fator cíclico. Aplicou-se o ajuste sazonal X-12-ARIMA padrão.

As séries temporais analisadas neste estudo são referentes ao período de outubro de 2005 a dezembro de 2017, contabilizando 147 observações para cada uma delas. A data de início desse período foi estipulada considerando aquela referenciada na nota do Ministério da Saúde (2014), que tratava da redução do número de leitos no Brasil, enquanto a data de fim consistiu naquela mais atual possível no momento da coleta dos dados. Além disso, esse período não incorre nas mudanças metodológicas que aconteceram em anos anteriores. A Tabela 1 resume as estatísticas descritivas do indicador L/H_{SUS} , bem como aquelas do indicador I/H_{SUS} antes e após o ajuste de sazonalidade.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

Estatísticas	L/H_{SUS}	I/H_{SUS} não ajustado	I/H_{SUS} ajustado
Média	1,8	0,47	0,47
Desvio Padrão	0,12	0,03	0,02
Mínimo	1,6	0,34	0,36
Máximo	2,02	0,53	0,53

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. A última coluna refere-se à variável I/H_{SUS} com ajuste sazonal.

Como pode ser observado, a média de 1,8 L/H_{SUS} é menor que o mínimo de 3 leitos por habitantes recomendado pela OMS. É importante frisar que o método empregado neste estudo considera leitos de internação e complementares em hospitais públicos e privados conveniados ao SUS, desconsiderando os leitos não SUS. Contudo, mesmo somando os leitos não SUS, o mínimo recomendado pela OMS não é atingido no Brasil.

3.2 A Abordagem Toda-Yamamoto do Teste de Causalidade

A classe dos testes de causalidade foi introduzida inicialmente por Granger (1969). Na época, a questão da estacionariedade ainda não era conhecida, então, as séries temporais eram sempre modeladas em nível. A partir do conhecimento de tal propriedade, percebeu-se que muitas séries não eram estacionárias em nível, podendo implicar regressões espúrias. Engle e Granger (1987) desenvolveram um teste de causalidade Granger, baseado em Modelos de Correção de Erros Vetoriais (VECM), o qual é aplicável quando as séries são não-estacionárias em nível e integradas na mesma ordem em primeiras diferenças.

Posteriormente, Toda e Yamamoto (1995) apresentaram uma abordagem de teste de causalidade Granger que independe da ordem de integração das séries temporais, isto é, ele pode ser aplicado sobre séries estacionárias, integradas na mesma ordem ou em ordens diferentes. O teste de causalidade Granger proposto por Toda e Yamamoto (1995) parte da estimação de modelos Autorregressivos Vetoriais (VAR) em nível, minimizando a possibilidade de erros associados à avaliação incorreta da ordem de integração das séries.

É interessante destacar que os modelos VAR são estimados com as variáveis independentes defasadas. Isto posto, para cada um desses modelos, pode-se assumir que a variável independente possa influenciar a variável dependente — o passado pode influenciar o presente — e que não haja possibilidade de a variável dependente influenciar a variável independente — o presente não pode influenciar o passado (KOOP, 2005).

O teste de causalidade Granger, conforme a abordagem de Toda e Yamamoto (1995), é implementado em duas fases. Na primeira fase, a

defasagem ótima (p) para os modelos VAR é identificada, assim como a ordem máxima de integração (d_{max}) que se supõe poder haver nas variáveis. Isto posto, são estimados modelos VAR expandidos com defasagem ($p + d_{max}$). Na segunda fase, para avaliar a causalidade Granger, testes de Wald são realizados com as matrizes de coeficientes das p defasagens dos VAR.

No contexto da análise de causalidade Granger entre leitos por habitantes (L/H_{SUS}) e taxa de internação (I/H_{SUS}), deve-se chegar aos modelos VAR ($p + d_{max}$) com tais variáveis na primeira fase do procedimento. Com elas em escala logarítmica, os modelos 1 e 2, especificados como VAR, podem ser representados como:

$$\ln L/H_{SUS} t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \ln L/H_{SUS} t-i + \sum_{j=p+1}^{dmax} \beta_{1j} \ln L/H_{SUS} t-j + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \ln I/H_{SUS} t-i + \sum_{j=p+1}^{dmax} \gamma_{1j} \ln I/H_{SUS} t-j + \varepsilon_{1t} \quad 1)$$

$$\ln I/H_{SUS} t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \ln I/H_{SUS} t-i + \sum_{j=p+1}^{dmax} \beta_{2j} \ln I/H_{SUS} t-j + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \ln L/H_{SUS} t-i + \sum_{j=p+1}^{dmax} \gamma_{2j} \ln L/H_{SUS} t-j + \varepsilon_{2t} \quad 2)$$

Avalia-se o sentido da causalidade Granger entre as variáveis L/H_{SUS} e I/H_{SUS} de acordo com a significância dos coeficientes γ dos modelos 1 e 2. São aplicados testes de Wald, que impõem restrições sobre os p primeiros coeficientes, desconsiderando os coeficientes d_{max} . No Modelo 1, a hipótese nula (H_0) é concebida como $\gamma_{1i} = 0$, para testar a não causalidade no sentido de I/H_{SUS} para L/H_{SUS} . Logo, sendo essa hipótese rejeitada, depreende-se que I/H_{SUS} *causa Granger* L/H_{SUS} . Da mesma forma, no Modelo 2, H_0 é concebida como $\gamma_{2i} = 0$. Sendo essa hipótese rejeitada, depreende-se que L/H_{SUS} *causa Granger* I/H_{SUS} .

Zapata e Rambaldi (1997) concluíram, por meio de simulações de Monte Carlo, que quando as amostras apresentam mais de 50 observações, a abordagem de teste de causalidade Granger de Toda e Yamamoto (1995) apresenta um desempenho similar ao de outros testes mais complexos. Como mencionado, na presente aplicação, as séries temporais apresentam 147 observações.

3.3 Resultados do Teste de Causalidade pela Abordagem Toda-Yamamoto

Na presente aplicação do teste de causalidade Granger proposto por Toda e Yamamoto (1995), foram estimados modelos VAR com as variáveis L/H_{SUS} e I/H_{SUS} — ajustada —, ambas em escala logarítmica (ln). Esses modelos são estimados como um sistema. O Critério de Informação de Hannan e Quinn (1979) (doravante, HQC) sugeriu a defasagem ótima $p = 2$ para os modelos VAR, considerando um máximo de 8 defasagens. A ordem máxima de integração (d_{max}) que deve haver nas variáveis é 1. Portanto, $p + d_{max} = 3$ defasagens. Enquanto os modelos estimados nos testes de causalidade Granger são apresentados na Tabela 2, os resultados desses testes são apresentados na Tabela 3.

Tabela 2 – Modelos VAR

Variáveis	Modelo 1: L/H_{SUS}			Modelo 2: I/H_{SUS}		
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
Constante	0,0114	0,0258	0,4430	-0,6868***	0,1287	-5,3366
$\ln I/H_{SUS_{t-1}}$	0,0237	0,0170	1,3952	0,0701	0,0848	0,8260
$\ln I/H_{SUS_{t-2}}$	0,0014	0,0166	0,0852	0,1784**	0,0829	2,1507
$\ln L/H_{SUS_{t-1}}$	0,5574***	0,0839	6,6440	1,1613***	0,4192	2,7705
$\ln L/H_{SUS_{t-2}}$	0,2575***	0,0951	2,7069	-0,2848	0,4753	-0,5992
$\ln I/H_{SUS_{t-3}}$	-0,0143	0,0168	-0,8514	0,0654	0,0840	0,7782
$\ln L/H_{SUS_{t-3}}$	0,1749**	0,0845	2,0710	-0,5782	0,4220	-1,3701
Sumário Estatístico						
R^2	0,99			0,47		
Estatística F	20347,06			20,73		
Estatística LR				5,38		
Valor p da Estat. LR				0,94		

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. A estatística LR, referente a um teste de autocorrelação Breusch-Godfrey, é distribuída como uma χ^2 com 12 graus de liberdade. ***, ** e * denotam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Essa tabela reporta uma estatística LR¹⁰, a qual é assintoticamente equivalente à estatística LM e diz respeito a um teste multivariado Breusch-Godfrey. No contexto de modelos VAR, esse teste de autocorrelação é procedido por meio de uma regressão auxiliar dos resíduos u_t sobre suas defasagens u_{t-h} , juntamente com os regressores do lado direito da equação

¹⁰ A estatística LR em questão adota uma expansão de Edgeworth. Para mais sobre essa estatística LR e sobre testes Breusch-Godfrey, no contexto de modelos VAR e VECM, veja Edgerton e Shukur (1999) e Brüggemann, Lütkepohl e Saikkonen (2006).

subjacente. Considerando todos os resíduos defasados u_{t-1}, \dots, u_{t-h} , sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação, a estatística do teste é distribuída como χ^2 com hk^2 graus de liberdade. De acordo com a estatística LR mostrada na Tabela 2, a qual é referente às defasagens dos resíduos u_{t-1}, u_{t-2} e u_{t-3} , a hipótese nula de ausência de autocorrelação não foi rejeitada, sugerindo que os modelos não apresentam esse problema.

Não há coeficientes significativos de I/H_{SUS} no Modelo 1, mas o coeficiente de $L/H_{SUS,t-1}$ foi significativo no Modelo 2, o que consiste em um indício de que a causalidade Granger se dá no sentido do indicador de leitos para aquele de internações. Na Tabela 3 são apresentadas as estatísticas χ^2 dos testes de Wald e os respectivos valores p , que permitem uma interpretação objetiva das H_0 dos testes de causalidade Granger.

Tabela 3 – Teste de Causalidade Toda-Yamamoto

Testes	Estatística χ^2	Valor p
I/H_{SUS} não causa Granger L/H_{SUS}	2,0059	0,3668
L/H_{SUS} não causa Granger I/H_{SUS}	8,8606*	0,0119

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. O asterisco (*) indica que H_0 — não causalidade — foi rejeitada ao nível de 5% de significância.

O teste aplicado considerando o Modelo 1 não rejeitou a H_0 de não existência de causalidade Granger no sentido de I/H_{SUS} para L/H_{SUS} . Por outro lado, o teste aplicado considerando o Modelo 2 rejeitou H_0 de não existência de causalidade Granger no sentido de L/H_{SUS} para I/H_{SUS} . Portanto, os testes evidenciaram causalidade Granger unidirecional, no sentido da variável de leitos para a variável de internações.

3.4 Resultados dos Testes de Causalidade pela Abordagem de VECM

Como um modo adicional de avaliar a relação entre leitos e internações, aplicou-se testes de causalidade Granger conforme a abordagem de Engle e Granger (1987), a qual se baseia nos parâmetros de Modelos de Correção de Erros Vetoriais (VECM), estimados como um sistema. Tais modelos possibilitam distinguir entre causalidade de curto prazo e de longo prazo. Considerando as variáveis de interesse no presente estudo em escala

logarítmica, os modelos 3 e 4, especificados como VECM, podem ser representados como:

$$\Delta \ln L/H_{SUS} t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln L/H_{SUS} t-i + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta \ln I/H_{SUS} t-i + \lambda_1 (\ln L/H_{SUS} t-1 - \ln I/H_{SUS} t-1) + \varepsilon_{1t}, \quad 3)$$

$$\Delta \ln I/H_{SUS} t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta \ln I/H_{SUS} t-i + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta \ln L/H_{SUS} t-i + \lambda_2 (\ln I/H_{SUS} t-1 - \ln L/H_{SUS} t-1) + \varepsilon_{2t}, \quad 4)$$

em que λ_1 e λ_2 denotam a velocidade do ajustamento entre as variáveis. Esse ajustamento ocorre quando as variáveis são cointegradas, o que, por sua vez, depende de elas serem integradas em primeira ordem — $I(1)$. A causalidade de curto prazo é associada aos coeficientes das variáveis em primeira diferença (Δ), enquanto causalidade de longo prazo de I/H_{SUS} é associada à λ_1 e a causalidade de longo prazo de L/H_{SUS} é associada à λ_2 .

Na avaliação da ordem de integração das variáveis, utilizou-se do teste de raiz unitária DF-GLS, provido por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), que apresenta maior poder que o teste ADF convencional. Na avaliação da cointegração, adotou-se o teste de Johansen (1988), que pressupõe que as séries são $I(1)$. A quantidade de defasagens nos modelos estimados nos testes de raiz unitária e no teste de cointegração foi definida conforme o HQC, considerando o máximo de 8 defasagens. A Tabela 4 apresenta os testes DF-GLS aplicados sobre as variáveis L/H_{SUS} e I/H_{SUS} .

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária DF-GLS

Variável	Defasagens	Estatística do teste	Valor crítico
L/H_{SUS}	6	1,7022	-1,9431
I/H_{SUS}	2	-1,6416	-1,9431

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. Os modelos estimados no teste foram parametrizados com constante, mas sem tendência. Rejeita-se a hipótese nula de existência de raiz unitária quando a estatística do teste é maior que o valor crítico — ambos em módulo. Os valores críticos foram providos por MacKinnon (1996). Eles são referentes ao nível de 5% de significância.

Os testes DF-GLS não rejeitaram a hipótese nula de existência de raiz unitária, sugerindo que as séries das variáveis L/H_{SUS} e I/H_{SUS} são $I(1)$. Isto

posto, pode-se avançar para a aplicação do teste de cointegração de Johansen (1998). Os resultados desse teste são mostrados na Tabela 5.

Tabela 5 – Teste de Cointegração de Johansen

Hipótese de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico	Valor p	Estatística do Autovalor Máx.	Valor Crítico	Valor p
Nenhuma	29,4149	15,4947	0,0002	28,3972	14,2646	0,0002
Ao menos 1	1,0178	3,8415	0,3130	1,0178	3,8415	0,3130

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. O VECM estimado no teste foi parametrizado com constante, mas sem tendência. As hipóteses correspondentes ao número de relações de cointegração são rejeitadas quando as estatísticas do teste do traço ou do máximo autovalor são maiores que os valores críticos. Os valores críticos foram providos por MacKinnon, Haug e Michelis (1999). Eles são referentes ao nível de 5% de significância.

Tanto a estatística do traço quanto a estatística do autovalor máximo sugeriram a existência de cointegração entre as variáveis I/H_{SUS} e L/H_{SUS} . Uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis era esperada, uma vez que as internações hospitalares dependem de leitos disponíveis para serem realizadas. Se existe cointegração, haverá causalidade de longo prazo, ao menos, em um dos sentidos possíveis. Diante desse resultado, pode-se prosseguir com a estimação dos modelos VECM. As estimativas encontradas mediante esses modelos são apresentadas na Tabela 6.

Tabela 6 – Modelos VECM

Variáveis	Modelo 3: $\Delta L/H_{SUS}$			Modelo 4: $\Delta I/H_{SUS}$		
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t
Constante	-0,0026***	0,0006	-4,4204	0,0005	0,0029	0,1725
$\Delta \ln I/H_{SUS,t-1}$	0,0136	0,0224	0,6071	-0,2433**	0,1118	-2,1760
$\Delta \ln I/H_{SUS,t-2}$	0,0147	0,0168	0,8792	-0,0651	0,0836	-0,7788
$\Delta \ln L/H_{SUS,t-1}$	-0,4349***	0,0835	-5,2055	0,8617**	0,4168	2,0674
$\Delta \ln L/H_{SUS,t-2}$	-0,1761**	0,0843	-2,0904	0,5775	0,4204	1,3738
λ_1	0,0101	0,0249	0,4049			
λ_2				-0,6866***	0,1243	-5,5250
Parâmetro de Longo Prazo						
$\ln L/H_{SUS,t-1}$				0,4390***	-0,0604	-7,2643
Sumário Estatístico						
R^2	0,18			0,49		
Estatística F	6,01			26,59		
Estatística LR				5,60		
Valor p da Estat. LR				0,93		

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. A estatística LR, referente a um teste de autocorrelação Breusch-Godfrey, é distribuída como uma χ^2 com 12 graus de liberdade. ***, ** e * denotam coeficientes significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

A estatística LR do teste de autocorrelação Breusch-Godfrey é referente às defasagens dos resíduos u_{t-1} , u_{t-2} e u_{t-3} . Com base nela, a hipótese nula de ausência de autocorrelação não foi rejeitada.

Assim como visto nos modelos VAR estimados, nos VECM, não existem coeficientes significativos de I/H_{SUS} no modelo que tem L/H_{SUS} como variável dependente, mas existe um coeficiente significativo da variável L/H_{SUS} defasada no modelo que tem I/H_{SUS} como variável dependente. Isso consiste em um indício de que há causalidade Granger de curto prazo unidirecional, no sentido da variável de leitos para a variável de internações.

O parâmetro λ_2 indica que a velocidade do ajustamento da medida de internações em direção ao equilíbrio de longo prazo com a medida de leitos ocorre rapidamente — em média, um ajuste de 68,7% por mês. Esse rápido ajuste era esperado, em virtude de as internações dependerem dos leitos hospitalares para serem realizadas.

Para se obter evidências mais robustas sobre o sentido da causalidade, recorreu-se aos testes de causalidade Granger, realizados com base em um

teste de Wald, que impõe restrições de os coeficientes das variáveis serem iguais a zero. Os resultados desses testes de causalidade Granger são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 – Testes de Causalidade de Curto Prazo

Testes	Estatística χ^2	Valor p
I/H_{SUS} não causa Granger L/H_{SUS}	0,7732	0,6794
L/H_{SUS} não causa Granger I/H_{SUS}	4,7288*	0,0940

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. O asterisco (*) indica que H_0 — não causalidade — foi rejeitada ao nível de 10% de significância.

Os resultados encontrados nos testes de causalidade Granger apresentados na Tabela 7 são semelhantes àqueles apresentados na Tabela 3, a não ser pelo nível de significância considerado para sugerir que L/H_{SUS} causa Granger I/H_{SUS} . Enquanto no teste a partir de modelos VAR a causalidade de curto prazo foi sugerida ao nível de 5% de significância, no teste a partir de modelos VECM, essa causalidade foi sugerida somente ao nível de 10% de significância.

Apesar de essa evidência ter sido mais fraca nos testes de curto prazo apresentados neste teste de robustez, os modelos VECM permitem evidências adicionais sobre o sentido de causalidade, conforme analisa-se a causalidade de longo prazo e a causalidade forte — estrita. A causalidade de longo prazo pode ser avaliada pelas estatísticas t do termo de correção de erros, λ , uma vez que os parâmetros de longo prazo são super consistentes em modelos VECM. Na Tabela 6, enquanto o λ do Modelo 3 não foi significativo, o λ do Modelo 4 foi significativo a 1% de significância, o que consiste em uma evidência de que L/H_{SUS} também causa Granger I/H_{SUS} no longo prazo. Isso também pode ser afirmado quando aplicados testes de Wald sobre os termos de correção de erros dos modelos. Os resultados desses testes são mostrados na Tabela 8.

Tabela 8 – Testes de Causalidade de Longo Prazo

Testes	Estatística χ^2	Valor p
I/H_{SUS} não causa Granger L/H_{SUS}	0,1639	0,6856
L/H_{SUS} não causa Granger I/H_{SUS}	30,5261*	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. O asterisco (*) indica que H_0 — não causalidade — foi rejeitada ao nível de 1% de significância.

O teste de causalidade forte é realizado por meio de testes de Wald, impondo restrições de os coeficientes das variáveis explicativas diferenciadas defasadas e do termo de correção de erros serem conjuntamente iguais a zero. Os resultados dos testes de causalidade forte são apresentados na Tabela 9.

Tabela 9 – Testes de Causalidade Forte

Testes	Estatística χ^2	Valor p
I/H_{SUS} não causa Granger L/H_{SUS}	2,3760	0,4981
L/H_{SUS} não causa Granger I/H_{SUS}	36,4683*	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota. O asterisco (*) indica que H_0 — não causalidade — foi rejeitada ao nível de 1% de significância.

O teste de causalidade forte não rejeita a hipótese nula de que I/H_{SUS} não causa Granger L/H_{SUS} , enquanto rejeita a hipótese nula de que L/H_{SUS} não causa Granger I/H_{SUS} . Isso corrobora o sentido da causalidade evidenciado anteriormente.

3.5 Discussão dos Resultados

É conhecido que o governo brasileiro aumentou a promoção de serviços de Atenção Básica à Saúde como forma mitigar internações potencialmente evitáveis. O Programa Saúde da Família, implantado em 1994, contribuiu para isso ao levar cuidados preventivos até comunidades locais (MACINKO et al. 2010). Isso está em linha com as justificativas do Ministério da Saúde (2014) para a política de redução da quantidade de leitos hospitalares no Brasil. Todavia, segundo o Tribunal de Contas da União (2014) a cobertura da Atenção Básica à Saúde ainda é baixa em muitas cidades brasileiras, principalmente, naquelas que apresentam populações grandes.

Os resultados deste estudo contribuem para uma melhor compreensão da dinâmica dessa política, pois evidenciam que a redução dos L/H_{SUS} causa Granger e, portanto, antecede temporalmente a diminuição das I/H_{SUS} . Ou seja, a redução do número de leitos pelo governo não ocorre como resposta a uma prévia queda nas internações. Nesse sentido, pode-se concluir que as

pressões para a redução do número de leitos hospitalares advieram, primeiramente, da oferta controlada pelo governo, ao invés de decorrerem de uma menor demanda da população por serviços de saúde.

Os modelos VECM dispostos na Tabela 6 evidenciam os efeitos da redução do número de leitos por mil habitantes sobre as taxas de internações hospitalares no SUS brasileiro. Os coeficientes de curto prazo e de longo prazo de L/H_{SUS} são positivos. Portanto, a redução do número de leitos hospitalares que ocorreu no país teve tanto efeitos transitórios quanto efeitos permanentes que implicaram decréscimo no número de internações.¹¹ Além disso, pelos modelos VAR exibidos na Tabela 2 também se percebe um efeito positivo do número de leitos por mil habitantes sobre as taxas de internações. Isso ressalta a interdependência entre os recursos físicos e o atendimento hospitalar em questão.

Apesar disso, observando os dados, pode-se notar que parte das internações persistiu em relação à redução nos leitos, visto que a razão entre internações e número de leitos seguiu uma tendência de aumento ao longo do tempo [Veja o Gráfico 2]. O aumento da tecnologia e o surgimento de tratamentos mais eficientes, mencionados pelo Ministério da Saúde (2014), devem ter alguma influência na redução do tempo de internação e, conseqüentemente, em uma maior rotatividade de pacientes ao longo do mês. Mas, isso não é suficiente para justificar a grande redução do número de leitos em uma situação de demanda reprimida, com número de leitos por habitantes abaixo do recomendado pela OMS e com filas de espera por atendimento.

Em 2013, representantes do Tribunal de Contas da União (2014) fiscalizaram 114 hospitais públicos e 2 filantrópicos espalhados por todo o Brasil. Essa amostra fiscalizada foi composta por hospitais e pronto-socorro gerais com mais de 50 leitos. Além de visitas técnicas presenciais, foram realizadas entrevistas com gestores dos hospitais. Em síntese, os resultados evidenciaram um quadro crítico, marcado pela superlotação e por situações

¹¹ Foram encontrados efeitos semelhantes usando um Modelo de Correção de Erros (ECM) condicional, estimado a partir da abordagem de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) de Pesaran, Shin e Smith (2001). Essa abordagem pode ser adotada com variáveis estacionárias, $I(0)$, com variáveis integradas em primeira ordem, $I(1)$, ou com misturas de variáveis com essas distintas ordens de integração. Em contraste, existia autocorrelação dos resíduos, quando modelos de regressão linear simples foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com as variáveis deste estudo.

precárias de atendimento hospitalar. Em 83% dos hospitais visitados, havia superlotação dos setores de emergência. Em 47% dessas entidades, também havia superlotação das unidades de internação. Foi comum encontrar pacientes sendo atendidos ou internados nos corredores dos hospitais, em macas, cadeiras ou bancos. Ademais, grande parte dos gestores entrevistados afirmaram que as internações eram realizadas além da própria capacidade de leitos disponível.

O problema de falta de capacidade de atendimento relatado não diz respeito somente aos leitos, mas também à disponibilidade de equipamentos médicos e recursos humanos para prestar os serviços. O referido estudo do Tribunal de Contas da União (2014) destaca, inclusive, que muitos leitos deixam de ser utilizados pela falta de profissionais de saúde, revelando um quadro ainda mais preocupante.

Em 2018, uma pesquisa encomendada pelo Conselho Federal de Medicina (2018) ao instituto Datafolha, avaliou a percepção dos brasileiros a respeito do SUS. A amostra dessa pesquisa foi composta por 2.087 pessoas de 25 estados brasileiros. No que diz respeito à facilidade de acesso aos serviços do SUS, 64% dos respondentes classificaram as internações em unidades de tratamento intensivo (UTI) como *difícil* ou *muito difícil*. Esse serviço somente não atingiu percentuais maiores das referidas classificações que as consultas com médicos especialistas — 74% — e a realização de cirurgias — 68%. A aceitação de pacientes em UTI depende da disponibilidade de leitos para o atendimento, algo que remete, novamente, à interdependência entre recursos físicos e internações hospitalares.

O presente estudo está em linha com a situação encontrada no relatório do Tribunal de Contas da União (2014) e com a pesquisa encomendada pelo Conselho Federal de Medicina (2018), quando argumenta que a redução do número de leitos hospitalares vai contra a demanda da população por serviços de saúde.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo avaliou a causalidade Granger entre as series temporais de leitos por habitantes e taxa de internação, ambas as variáveis referentes ao

SUS do Brasil. Evidenciou-se causalidade Granger unidirecional, no sentido do indicador de leitos para aquele de internações. Esse resultado sugere que as pressões para a redução do número de leitos hospitalares advieram, primeiramente, da oferta controlada pelo governo, ao invés de partirem da demanda da população por serviços de saúde.

Este estudo apresenta limitações. Ele traz uma abordagem agregada, que não considera as diferenças entre os tipos específicos de leitos e de internações hospitalares, assim como as disparidades regionais que existem ao longo do Brasil. A demanda reprimida parece estar mais associada aos leitos de UTI do que aos leitos comuns. Há distintas realidades quanto aos serviços de saúde, conforme as localidades do país.

Portanto, pesquisas futuras que busquem avaliar a relação entre leitos por habitantes e taxa de internação com dados desagregados ao nível estadual ou municipal são incentivadas. Desse modo, será possível levar em consideração nas análises as desigualdades regionais dos serviços de saúde no Brasil. Além disso, são incentivadas pesquisas que analisem essa relação considerando os serviços hospitalares em termos de especialidades.

Em uma análise com dados em painel ao nível estadual, seria interessante empregar a abordagem de análise proposta por Chudik e Pesaran (2015), que parte da estimação de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas Aumentados em Cortes Transversais (CS-ARDL). Essa abordagem permite avaliar os efeitos de longo prazo e testar a causalidade Granger, além de lidar com vários potenciais problemas econométricos, como heterogeneidade de parâmetros, dependência entre cortes transversais (*cross section dependence*), regressões espúrias, variáveis omitidas e endogeneidade.

REFERÊNCIAS

AKINGBA, I. O. I.; KALIAPPAN, S. R.; HAMZAH, H. Z. Impact of health capital on economic growth in Singapore: an ARDL approach to cointegration. **International Journal of Social Economics**, v. 45, n. 2, p. 340-356, 2018.

BOZ, C.; OZSARI, S. H. The causes of aging and relationship between aging and health expenditure: An econometric causality analysis for Turkey. **The International Journal of Health Planning and Management**, p. 1-9, 2019.

BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Residual autocorrelation testing for vector error correction models. **Journal of Econometrics**, v. 134, n. 2, p. 579-604, 2006.

CASTRO, M. S. M.; TRAVASSOS, C.; CARVALHO, M. S. Efeito da oferta de serviços de saúde no uso de internações hospitalares no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 39, n. 2, p. 277-284, 2005.

CHUDIK, A.; PESARAN, M. H. Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. **Journal of Econometrics**, v. 188, n. 2, p. 393-420, 2015.

CONSELHO FEDERAL DE MEDICINA (2018). **Opinião dos brasileiros sobre o atendimento público na área de saúde**. Disponível em: <http://portal.cfm.org.br/images/PDF/datafolha_sus_cfm2018.pdf> Acesso em: 23 mai. 2020.

COOPER, R. A.; GETZEN, T. E.; LAUD, P. Economic expansion is a major determinant of physician supply and utilization. **Health Services Research**, v. 38, n. 2, p. 675-696, 2003.

DEVLIN, N.; HANSEN, P. Health care spending and economic output: Granger causality. **Applied Economics Letters**, v. 8, n. 8, p. 561-564, 2001.

EDGERTON, D.; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. **Econometric Reviews**, v. 18, n. 4, p. 343-386, 1999.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUJARATI, D. N. **Basic econometrics**, 4th ed. McGraw-Hill: New York, 2003. Cap. 17

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, v. 41, n. 2, p. 190-195, 1979.

HERZER, D.; STRULIK, H.; VOLLMER, S. The long-run determinants of fertility: one century of demographic change 1900–1999. **Journal of Economic Growth**, v. 17, n. 4, p. 357-385, 2012.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 12, n. 2, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KIRCHGÄSSNER, G.; WOLTERS, J.; HASSLER, U. **Introduction to modern time series analysis**, 2nd ed. Springer-Verlag Berlin Heidelberg: Heidelberg, 2013. Cap. 3.

KIYMAZ, H.; AKBULUT, Y.; DEMIR, A. Tests of stationarity and cointegration of health care expenditure and gross domestic product. **The European Journal of Health Economics**, v. 7, n. 4, p. 285-289, 2006.

KOOP, G. **Analysis of economic data**, 4th ed. John Wiley & Sons: New York, 2005. Cap. 11.

MACINKO, J. et al. Major expansion of primary care in Brazil linked to decline in unnecessary hospitalization. **Health Affairs**, v. 29, n. 12, p. 2149-2160, 2010.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MARINHO, A. Um estudo multinível sobre as filas para internações relacionadas com a gravidez, o parto e o puerpério no SUS. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 4, p. 527-544, 2007.

MARINHO, A. **A economia das filas no Sistema Único de Saúde (SUS) brasileiro** (Texto para discussão 1390). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2009. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1595>> Acesso em: 15 out. 2019.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Nota técnica**. 2014. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/Nota_tecnica_informativa_reducao_lei_tos.pdf> Acessado em: 15 out. 2019.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO. **Health care resources** (base de dados). n.d. Disponível em: <https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=HEALTH_REAC#> Acessado em: 15 out. 2019.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

PRADHAN, R. P.; KUMAR, M.; SANYAL, G. S. Health infrastructure in India. **Journal of Health Management**, v. 13, n. 1, p. 59-75, 2011.

RANA, R. H.; ALAM, K.; GOW, J. Health expenditure and gross domestic product: causality analysis by income level. **International Journal of Health Economics and Management**, v. 19, n. 2, p. 1-23, 2019.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE – RIPSA. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações**, 2. ed. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008.

RODRIGUES FILHO, J. O mercado de serviços médicos. **Revista de Administração Pública**, v. 19, n. 1, p. 95-105, 1985.

RODRIGUES FILHO, J. A administração dos recursos da saúde no Brasil – A administração da desigualdade. **Revista de Administração de Empresas**, v. 27, n. 3, p. 52-57, 1987.

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

SHAIN, M.; ROEMER, M. I. Hospital costs relate to the supply of beds. **The Modern Hospital**, v. 92, n. 4, p. 71-3, 1959.

TANG, C. Multivariate Granger causality and the dynamic relationship between health spending, income, and health price in Malaysia. **Hitotsubashi Journal of Economics**, v. 52, n. 2, p. 199-214, 2011.

TANG, C. F. A Note on the health-growth nexus in Malaysia. **Journal of Health Management**, v. 15, n. 3, p. 345-352, 2013.

TAPIA GRANADOS, J. A.; IONIDES, E. L. The reversal of the relation between economic growth and health progress: Sweden in the 19th and 20th centuries. **Journal of Health Economics**, v. 27, n. 3, p. 544-563, 2008.

TODA, Y. H.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório sistêmico de fiscalização – Saúde**. Brasília: TCU, 2014. Disponível em: <<https://portal.tcu.gov.br/biblioteca-digital/relatorio-sistêmico-de-fiscalizacao-saude.htm>>. Acessado em: 15 out. 2019.

ZAPATA, H. O.; RAMBALDI, A. N. Monte Carlo evidence on cointegration and causation. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 59, n. 2, p. 285-98, 1997.