



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO

LUCAS DIAS MACHADO

**GESTÃO FISCAL E ALOCAÇÃO DE RECURSOS EM SAÚDE DOS ESTADOS
BRASILEIROS**

FORTALEZA

2020

LUCAS DIAS MACHADO

GESTÃO FISCAL E ALOCAÇÃO DE RECURSOS EM SAÚDE DOS ESTADOS
BRASILEIROS

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional - PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar.

FORTALEZA

2020

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

M132g Machado, Lucas Dias.
GESTÃO FISCAL E ALOCAÇÃO DE RECURSOS EM SAÚDE DOS ESTADOS BRASILEIROS /
Lucas Dias Machado. – 2020.
64 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2020.
Orientação: Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar.

1. Economia da saúde. 2. Financiamento da assistência à saúde. 3. Saúde pública. I. Título.

CDD 330

LUCAS DIAS MACHADO

GESTÃO FISCAL E ALOCAÇÃO DE RECURSOS EM SAÚDE DOS ESTADOS
BRASILEIROS

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: 04 de março de 2020.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Marcelo Lettieri Siqueira
Universidade Estadual do Ceará (UECE)

*Dedico este trabalho à minha avó,
Luiza Machado Dias (in memorian),
cuja saudade nunca deixou de existir.*

AGRADECIMENTOS

Inicialmente, gostaria de agradecer esta dissertação à Deus, que esteve comigo em todos os momentos de dificuldade, antes e durante todo o decorrer do mestrado profissional em economia.

Agradeço também à minha família que sempre me deu o suporte necessário para buscar a felicidade, e, em especial, a meus pais, educadores, que deram o melhor de si para garantir a melhor instrução possível aos filhos, mesmo diante das dificuldades da vida.

Agradeço a minha namorada, Nila Larisse Silva de Albuquerque, que esteve comigo desde Brasília até o retorno à Fortaleza, me apoiou nos estudos e me orientou para me capacitar e, finalmente, receber o título de mestre.

Agradeço ainda ao meu grande amigo e companheiro de pesquisa, Me. Marcos Renan Vasconcelos Magalhães, pela sua contribuição a este trabalho.

Lembro também dos professores do Mestrado em Economia da Universidade Federal do Ceará, principalmente, meu orientador, Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar, um exímio pesquisador que auxiliou na elaboração e aprimorou substancialmente este trabalho com sua visão aperfeiçoada da economia e suas ferramentas.

RESUMO

Este estudo tem por objetivo analisar os impactos fiscais sobre a alocação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde dos estados brasileiros. Trata-se de estudo exploratório que contempla dados anuais referentes ao período de 2006 a 2017, extraídos do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS) e da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), transformados para valores reais e per capita. A análise foi realizada por meio de estatística descritiva atrelada às séries temporais e regressão linear múltipla aplicada à disposição de dados em painel balanceados. Apurou-se que a aplicação de recursos próprios estaduais em ações e serviços públicos de saúde tem se elevado em termos reais no período de 2006 a 2017, contudo, ao se analisar as variações ocorridas entre 2014 e 2017, período caracterizado por recessão econômica e frustrações de receita, as entidades estaduais em geral mantiveram constante a oferta de recursos próprios à saúde frente à redução de receitas. Ademais, constatou-se que a Receita Corrente Líquida, transferências do SUS e a promulgação da Lei Complementar nº 141/2012 apresentaram impactos positivos sobre a aplicação de recursos próprios estaduais, contudo altos índices de endividamento tendem a acarretar a redução ou contingenciamento da oferta de recursos. Por fim, identificou-se que a situação fiscal ao qual os estados federativos estão submetidos impacta diretamente na alocação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde, remodelando a decisão do gestor público de acordo com a disponibilidade de recursos, nível de endividamento e obrigações legais.

Palavras-chave: Economia da Saúde. Financiamento da Assistência à Saúde. Saúde Pública.

ABSTRACT

This study intends to analyze the fiscal impacts of the tax-based resources' allocation in public health actions and services in Brazilian states. It's an exploratory study that includes annual data of the period from 2006 to 2017, extracted from the System of Budgetary Public Health Information (SIOPS) and the Secretary of National Treasury (STN), converted on real and per capita values. The analysis was made by descriptive statistical analysis of the time series and multiple linear regression models applied to balanced panel data disposition. It was found that financing of public health actions and services has increased in real terms on the period from 2006 to 2017, however, when checking the variation occurred between 2014 and 2017, a recession and revenue frustration period, the state's entities in general maintained the public health care offer in front of the revenue reduction. Besides, we saw that the liquid current revenue, SUS transfers and the promulgation of the complementary law n° 141/2012 presented positive impacts on the application of Brazilian states own resources, on the other hand, high levels of government debt tend to reduce the resources offer. Finally, it was seen that the fiscal situation in which Brazilian states are submitted directly impacts the own resources' allocation in public health actions and services, remodeling the public manager according to resources availability, debt level and legal obligations.

Keywords: Health Economics. Health Care Financing. Public Health.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução da Aplicação de Recursos Próprios Estaduais em Ações e Serviços Públicos de Saúde das Regiões Brasileiras – 2006 a 2017	22
Figura 2 – Relação da variação absoluta entre a receita corrente líquida (RCL) e aplicação de recursos próprios estaduais em ASPS (APRP) no período 2006 a 2017	23
Figura 3 – Relação da variação absoluta entre a receita corrente líquida (RCL) e aplicação de recursos próprios estaduais em ASPS (APRP) no período 2014 a 2017	25
Figura 4 – Gráfico de Box-Plot, análise comparativa entre aplicações estaduais e municipais (APSUSM) totais por região, no período 2006 a 2017	30

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Análise Comparativa entre variações de gastos estaduais em saúde (<i>APRP</i>), - Receita Corrente Líquida (<i>RCL</i>) e elasticidade-renda do gasto com recursos próprios em saúde entre os períodos 2006 a 2017 e 2014 a 2017 em reais.....	28
Tabela 2	Gastos municipais em saúde (<i>APSUSM</i>) e participação relativa na disponibilidade - de recursos do SUS no período 2006 a 2017.....	29
Tabela 3	Modelo geral de estimação por dados em painel da Aplicação de Recursos - Próprios em Ações e Serviços de Saúde dos estados brasileiros, 2006 a 2017.....	34
Tabela 4	Análise comparativa modelo regionalizado e geral de estimação por dados em - painel da Aplicação de Recursos Próprios em Ações e Serviços de Saúde dos estados brasileiros, 2006 a 2017.....	36
Tabela 5	Análise comparativa de coeficientes entre modelos regionalizado e geral de - estimação por dados em painel da Aplicação de Recursos Próprios em Ações e Serviços de Saúde dos estados brasileiros, 2006 a 2017.....	37

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO.....	10
2.	REVISÃO DA LITERATURA.....	13
3.	METODOLOGIA.....	18
4.	ANÁLISE DOS RESULTADOS E MODELAGEM.....	21
4.1.	Análise descritiva da aplicação de recursos próprios estaduais na saúde pública.....	21
4.2.	Relações entre receita estadual e alocação de recursos na saúde.....	22
4.3.	Elasticidade-renda do gasto público em saúde.....	26
4.4.	Análise comparativa entre a participação estadual e municipal no financiamento da saúde pública.....	29
4.5.	Modelagem de gestão fiscal e alocação de recursos na saúde.....	32
4.5.1.	<i>Modelo geral.....</i>	32
4.5.2.	<i>Modelo regional.....</i>	35
4.5.3.	<i>Análise de fatores.....</i>	37
5.	DISCUSSÃO.....	39
6.	CONCLUSÕES.....	47
	REFERÊNCIAS.....	49
	ANEXOS.....	52

1 INTRODUÇÃO

Na última década diversos países passaram por momentos de prosperidade e recessão econômica que impactaram diretamente a gestão e alocação de recursos públicos (WENZL; NACI; MOSSIALOS, 2017). A resposta governamental inevitavelmente redistribuiu a fração orçamentária disponível entre os gastos sociais, especialmente aqueles relacionados à saúde, e as demais rubricas.

Dados econômicos expõem semelhanças entre os fatos ocorridos em países europeus no decorrer da crise em meados de 2009 e na crise brasileira transcorrida entre os anos de 2014 e 2016, sejam eles caracterizados pela redução do Produto Interno Bruto (PIB), redução da receita tributária, elevação do grau de endividamento público e adoção, ou não, de medidas austeras para contenção do gasto público.

Tais impactos provocam novas interações entre a oferta e a demanda por recursos públicos das mais diversas ordens. Ao passo que o aumento do nível de desemprego, redução da disponibilidade de recursos privados, alterações populacionais e epidemiológicas elevam a demanda por gastos sociais sejam na área da saúde ou educação, em períodos recessivos os estados se encontram inseridos em panoramas fiscais e econômicos adversos nos quais a frustração da arrecadação tributária e o elevado grau de endividamento tornam a redução de gastos a única solução não inflacionária para o reequilíbrio das contas públicas.

Entretanto, a maior restrição na oferta de recursos públicos, especialmente em períodos recessivos, orienta o gestor público à tomada de decisões socialmente custosas (BONNET; EHMKE; HAGEMEJER, 2010), dado que os incrementos da demanda só serão supridos, em geral, por maior endividamento estatal, ou, caso seja adotada uma política austera, é possível que a demanda não suprida acarrete numa crise por bens e serviços públicos.

O federalismo brasileiro torna a análise mais complexa, dado a metodologia de financiamento tripartite do Sistema Único de Saúde (SUS), na qual participam os três entes federativos União, Estados e Municípios, na execução direta ou indireta de determinada política ou ação governamental de saúde pública (LIMA, 2007).

A participação da União, em geral, se dá por meio de transferências exclusivas para aplicação em ações de custeio e investimentos do SUS, além da execução direta por meio

de órgãos e demais entidades vinculadas, como no caso dos hospitais federais universitários e da secretaria especial de saúde indígena.

Já os estados aplicam parcela de seus recursos provenientes de arrecadação própria em ações e serviços públicos, que no caso são regulamentados e acompanhados pela União conforme disposições da Lei Complementar nº 141/2012 no percentual mínimo de 12%, e, os repasses exclusivos da União.

No caso dos municípios o percentual de aplicação mínimo de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde é de 15%, aplicando também os repasses exclusivos da União. Ressalta-se que além desse percentual mínimo, tanto estados quanto municípios executam aquelas transferências exclusivas da União, como forma de fomentar ações de saúde prioritárias.

A análise da decisão do gestor público em alocar recursos orçamentários na saúde considera os fatores fiscais e econômicos sob os quais os entes federativos estão submetidos, tais como a disponibilidade de recursos federais, estaduais e municipais, arrecadação tributária, grau de endividamento e magnitude da dívida, além de oscilações demográficas e inflacionárias, e, é de fundamental importância para compreender a dinâmica do financiamento em ações e serviços públicos de saúde dos estados brasileiros.

Tem-se por objetivo analisar as relações da gestão fiscal junto ao financiamento da saúde pública dos entes estatais, observando-se associações e dimensões do impacto de indicadores fiscais e econômicos sobre a decisão do gestor público estadual na alocação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde.

Pretende-se também avaliar a evolução na alocação de recursos na saúde pública dos governos estaduais, identificar tendências e *outliers* pontuais entre regiões e estados brasileiros, e, avaliar os fatores, em termos de significância e magnitude, que impactam a decisão do gestor público na alocação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde.

O presente trabalho se divide em quatro seções além da introdução. A seção dois aborda uma revisão da literatura especializada na área. Na seção três, apresenta-se a abordagem metodológica utilizada para análise dos dados.

Na seção quatro priorizou-se a apresentação dos resultados por análise descritiva das séries temporais brasileiras, transcorrendo sobre a evolução e o comportamento dos indicadores nacionais diferenciados por estados e regiões, e, por meio de modelagem

econométrica acerca do tema, no intuito de medir o impacto das variáveis abordadas sobre o financiamento com recursos próprios estaduais de ações e serviços públicos de saúde.

Por fim, na seção seis abordou-se a discussão dos resultados contemplando as convergências e divergências dos achados com a literatura científica atual, seguido pela conclusão.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A implementação do Sistema Único de Saúde (SUS) no final dos anos 1980 alterou a forma de organização e distribuição de recursos financeiros para subsidiar o sistema (CASTRO et al., 2019). A adaptação de estados e municípios à nova realidade de descentralização gerou alterações na alocação de recursos financeiros e orçamentários para as rubricas da saúde pública (FAVERET, 2003).

A interação entre as variações da demanda, composta por alterações demográficas e epidemiológicas, e as oscilações da oferta de recursos públicos impacta diretamente nos resultados de saúde, caracterizando-se por procedimentos de planejamento, financiamento e provisionamento de dotações orientadas pela gestão pública (CASTRO et al., 2019).

Com foco na majoração da oferta de recursos disponíveis à saúde pública, promulgou-se a Emenda Constitucional nº 29/2000, que consolidou a regulação do governo federal ao estabelecer um patamar mínimo dos gastos em ações e serviços públicos de saúde (ASPS) que passaram a ser adotados por estados e municípios (SOARES, 2019).

Depreende-se dois movimentos sistemáticos ocorridos a partir da Emenda Constitucional nº 29/2000, sendo o primeiro focado na definição de um patamar mínimo de oferta de bens e serviços de saúde pelos entes subnacionais e o segundo na metodologia de descentralização perfilhada, definindo-se quais despesas serão consideradas para o cálculo da aplicação mínima de recursos (FAVERET, 2003; VAZQUEZ, 2011).

Ambos os movimentos foram regulamentados por meio da promulgação da Lei Complementar nº 141/2012, consolidando os novos paradigmas perfilhados na alteração metodológica da execução do financiamento da política de saúde nacional (BARBOSA, 2016).

Estudos recentes constataram o aumento da participação de estados e municípios no financiamento de ações e serviços públicos de saúde após a promulgação de Emenda Constitucional nº 29/2000, ao passo que a participação da União no aporte total de recursos foi reduzida de 59,1% em 2000 para 45,1% em 2010 (PIOLA; FRANÇA; NUNES, 2016; CONTARATO; LIMA; LEAL, 2019).

Ademais, com o advento das oscilações no panorama econômico da última década, governo federal tomou medidas austeras que procederam à financeirização do orçamento da União para as rubricas vinculadas à saúde pública. (MENDES; CARNUT, 2018)

Alterações institucionais ocorreram após a promulgação das Emendas Constitucionais nº 86/2015 e nº 95/2016, nas quais a primeira fez uso de metodologia semelhante à adotada para estados e municípios, vinculando a aplicação mínima de recursos federais na saúde a percentuais da Receita Corrente Líquida da União, conforme abordado por Mendes e Carnut (2018):

“O subfinanciamento do SUS foi intensificado com a aprovação da Emenda Constitucional nº 86/2015. Ficou alterada a base de cálculo de aplicação do governo federal para 13,2% da receita corrente líquida (RCL) em 2016, elevando-se de forma escalonada até alcançar 15% da RCL, em 2020. Observa-se uma perda de R\$ 9,2 bilhões para o orçamento do MS já em 2016. Apesar do avanço que significou a criação do SUS, em 2015 seu gasto foi de 3,9% do PIB (União – 1,7%; estados – 1,0%; e municípios – 1,2%), enquanto a média do gasto público em saúde dos países europeus com sistemas universais correspondeu a 8,0% do PIB.” (MENDES, 2018, p. 1113)

No ano seguinte, o início da vigência da Emenda Constitucional nº 95/2016 alterou novamente a metodologia de financiamento do SUS da União, condicionando as oscilações ou aumentos do gasto em saúde a um teto estipulado pelo total aplicado do ano anterior adicionado das variações inflacionárias no período, exclusivamente, conforme Castro, et al (2019):

“[...] Apesar dos sucessos, o SUS está agora em uma encruzilhada. Medidas de austeridade introduzidas em 2016 (Emenda Constitucional 95) impôs um limite estrito no crescimento do gasto público até 2036 no valor total baseado no valor do ano anterior ajustado pela inflação, ameaçando uma futura expansão e sustentabilidade do SUS com consequências adversas para a equidade e resultados em saúde.”¹ (CASTRO, et al, 2019, p.1, tradução nossa)

Isto posto, constatou-se que fatores fiscais e econômicos permeiam a destinação e ordenação de despesas públicas na saúde, qual seja pela presença de austeridade no gasto social além das barreiras financeiras, limites impostos às garantias constitucionais e à atuação do estado em si. (SANTOS;VIEIRA, 2018; SOARES, 2019)

No escopo de opções do gestor público são considerados fatores que vão além do patamar mínimo de aplicação em ASPS já definido. Tais fatores vinculam a decisão de

¹ [...] Despite the successes, the SUS is now at a crossroads. Austerity measures introduced in 2016 (Constitutional Amendment 95) imposed a strict limit on the growth of public expenditure until 2036 at an amount based on the value of its previous financial year adjusted for inflation, threatening further expansion and sustainability of the SUS (appendix pp 2 – 5) with adverse consequences for equity and health outcomes.”

alocação e oferta de recursos financeiros aos panoramas fiscal e macroeconômico no qual o ente subnacional está inserido (REEVES, et al. 2013).

A literatura científica apresenta controvérsias (GRENADO; GUPTA, 2010; DARBY; MELITZ, 2008) quanto ao efeito de oscilações na renda governamental sobre o gasto público em saúde. Em geral, entende-se que a metodologia de financiamento público da saúde é pró-cíclica em países subdesenvolvidos, isto é, o volume de gastos sociais oscila na mesma direção das variações observadas na renda, ao passo que em países desenvolvidos observa-se movimentos anticíclicos no gasto social governamental.

Conforme exposto por Darby e Melitz (2008), foram encontrados resultados nos países da OCDE que apresentam decisões governamentais contracíclicas em períodos de recessão econômica, ou seja, em períodos de queda na receita estatal, os estados tendem a elevar os gastos em saúde para compensar possíveis aumentos da demanda, de acordo com os autores:

Uma próxima, porém menor explicação para os movimentos contracíclicos no gasto em saúde é que mais pessoas que o normal possam se tornar elegíveis para os programas de saúde patrocinados pelo governo. Isso pode ser verdade até para países com assistência universal à saúde, desde que os governos talvez requeiram baixos copagamentos para aqueles de baixa renda, deficientes e desempregados. Contudo, nossos resultados sobre o gasto em saúde vão suficientemente forte na direção contracíclica que consideramos um fator a ser menos importante do que as discussões gerais iniciais sobre assistência à saúde para a população elegível, especialmente a parcela idosa da população, como devemos enfatizar mais à frente.² (DARBY; MELITZ, 2008, p.6, tradução nossa)

Analogamente, a discussão em relação à ciclicidade do financiamento da saúde pública trata do conceito de elasticidade-renda do gasto em saúde, apresentado na obra de Di Matteo (2003). A avaliação empírica dos estados pode indicar como a gestão governamental trata o gasto em saúde, como um bem ou serviço de luxo, nos casos em que a elasticidade-renda do gasto em saúde seja maior do que um, ou, necessário, caso se apresente resultados menores do que um.

² “A further, but lesser explanation for countercyclical movements in health spending is that more people than usual may become eligible for government-sponsored health programs during recessions. This may be true even in countries with universal support of health care, since governments may require lower co-payments for those on low incomes, the disabled and the unemployed. However, our results about health spending go strongly enough in the counter-cyclical direction that we consider this factor to be less important than the earlier one of general decisions about health care in the population of the eligible, especially the older part of the population, as we shall emphasize later on.”

Outro fator relevante para a tomada de decisão é a presença de recessões econômicas, estas modificam a decisão de alocativa do gestor público dado que, à medida que cresce a demanda por serviços públicos de saúde, concomitante com aumentos na taxa de desemprego, redução dos recursos privados e públicos disponíveis, observa-se reduções nas disponibilidades para financiamento público dos serviços (KEEGAN, et al, 2012).

De acordo com o estudo de Reeves, et al. (2013), no qual estimou-se o impacto das oscilações no Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, arrecadação governamental e o endividamento público em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) sobre a oferta de públicos à saúde em 27 países europeus no período de 1995 a 2011, foram encontrados os seguintes resultados:

“[...] Primeiramente, rejeitamos a “hipótese de visibilidade”, que propôs que setores da saúde devem ser protegidos durante períodos de austeridade. Todavia, nós observamos que muitos dos ônus de cortes orçamentários foram concentrados no setor saúde, particularmente em países expostos à acordos com o FMI. Segundo, mostramos que cortes no gasto com saúde não são consequências inevitáveis de recessões, enquanto nem oscilações anuais no PIB per capita ou a perda acumulada do PIB estavam associados aos cortes.”³ (REEVES, et al, 2013, p. 6, tradução nossa)

Ainda no mesmo estudo, os autores apontam que, em geral, não foram encontradas associações estatisticamente relevantes entre o grau de endividamento do estado e reduções no gasto em saúde, todavia, ao se realizar observações individualizadas apontou-se associações entre o endividamento crescente e reduções de gasto. Conforme Reeves, et al. (2013):

“[...] Quarto, embora encontremos pouco suporte para a hipótese da “crise da dívida”, enquanto níveis de dívida como uma fração do PIB não estão associados com alterações no gasto, observamos que dentro dos países o endividamento crescente, independente do seu grau, estava associado a reduções de gasto.”⁴ (REEVES, et al, 2013, p. 6, tradução nossa)

³ “[...] First, we reject the ‘visibility hypothesis’, that proposes that health-care sectors may be protected during periods of austerity. In contrast, we observed that much of the burden of budget cuts is being concentrated in the healthcare sector, particularly in countries exposed to IMF lending agreements. Second, we show that cuts to healthcare spending are not an inevitable consequence of recessions as neither the annual change in GDP per capita or the cumulative GDP loss were associated with such cuts.”

⁴ “[...] Fourth, although we find little support for the ‘debt crisis’ hypothesis, as levels of debt as a fraction of GDP are not associated with spending changes, we did observe within-countries that increasing debt, irrespective of its level, was linked to expenditure reductions.”

Concatenando com as ideias demonstradas, a obra de Keegan, et al. (2012) aponta que o comportamento governamental sobre a alocação de recursos na saúde frente ao panorama fiscal e econômico do estado não segue padrões comportamentais pré-definidos, segundo o próprio autor:

“Contudo, pesquisas referentes aos efeitos de crises sobre o gasto em saúde são bastante limitadas. Teoricamente, o comportamento é difícil de prever. À medida que o gasto em saúde é de graça aos usuários, há uma grande confiança no serviço público de saúde.”⁵ (KEEGAN, et al, 2012, p. 3, tradução nossa)

As abordagens elencadas abarcam somente os casos ocorridos entre países europeus diante da crise econômica ocorrida em 2009, estudos apontam que no referido ano o PIB real de todos os países europeus, à exceção da Polônia, decresceu em média entre 3% e 4%, ao passo que entre 2007 e 2010 o nível de desemprego se elevou ao passo que a receita tributária diminuiu. (KARANIKOLOS et al., 2013)

Modelagens econométricas foram encontradas no campo de medição do impacto de recessões sobre o financiamento dos sistemas de saúde europeus (DARBY; MELITZ, 2008, CYLUS; MLADOVSKY; MCKEE, 2012, REEVES et al., 2013, KEEGAN et al., 2013), contudo não se encontrou quaisquer estudos com escopo semelhante para análise da gestão orçamentária alocativa nos estados brasileiros.

Apesar das particularidades que diferenciam os períodos recessivos europeus e brasileiros, é perceptível a semelhança de impactos econômicos nos quais os estados estavam submetidos. Entre os anos de 2015 e 2016 a taxa de crescimento média do PIB brasileiro teve média negativa de 3,7%, além de efeitos secundários como o aumento da taxa de juros, elevação da taxa de desemprego, a queda da renda e a adoção de políticas austeras de controle e redução do gasto público. (PAULA; PIRES, 2017)

Dessa forma, entende-se que a abordagem do caso brasileiro é essencial para o desenvolvimento de estratégias no intuito de restringir os impactos negativos que crises econômicas possam causar sobre o sistema público de saúde, além de compreender a dinâmica do financiamento da saúde frente à períodos prósperos ou recessivos.

⁵ “However, research on the effects of crises on health care spending is quite limited. Theoretically, behaviour is hard to predict. To the extent that public health expenditure is free to users, there is a greater reliance on publicly provided health care services.”

3 METODOLOGIA

Trata-se de estudo do tipo ecológico, que utiliza técnicas de estatística descritiva e regressão por meio de dados em painel balanceados (WOOLDRIDGE, 2010). O método regressivo unifica variáveis em corte transversal de unidades de observação (N) com séries temporais (T) no emprego de dados secundários quantitativos disponíveis nas bases de dados oficiais. O período de análise abrange parte da vigência da EC nº 29/2000, ao contemplar os anos de 2006 a 2017, sendo limitado pela disponibilidade de dados públicos de acesso aberto.

Os dados financeiros foram deflacionados a preços constantes de 2017 pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA-E) disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para tornar os valores em termos *per capita* utilizou-se o quantitativo anual da base populacional de cada estado da federação, conforme disponibilizado pelo IBGE e homologado pelo Tribunal de Contas da União (TCU).

O delineamento do modelo buscou agregar as variáveis basilares do arcabouço da gestão fiscal para os estados brasileiros, englobando as disponibilidades de recursos para aplicação em saúde de todos os entes federativos na região, junto às limitações orçamentárias dado o endividamento e obrigações previamente assumidas. Conforme disposição a seguir:

$$APRP_{it} = C + \beta_1(RCL_{it}) + \beta_2(TSUS_{it}) + \beta_3(APSUSM_{it}) + \beta_4(DCL_{it}) + \beta_5ENDIV_{i(t-1)} + \beta_6(LC141) + \varepsilon_{it}$$

A variável dependente utilizada foi a aplicação de recursos próprios dos estados em ASPS (*APRP*) medida em termos *per capita* e valores deflacionados. Os dados foram coletados no Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS), disponibilizado pelo Ministério da Saúde, contendo informações padronizadas conforme disposições da EC nº 29/2000 e, posteriormente, da LC nº 141/2012.

Como variáveis explicativas do modelo foram adotadas a Receita Corrente Líquida (*RCL*), a Dívida Consolidada Líquida (*DCL*), a taxa de endividamento (*Endiv*), as transferências da União aos estados federativos com aplicação exclusivo no SUS (*TSUS*), gastos municipais em saúde (*APSUS*) e a variável *dummy LC141*.

A Receita Corrente Líquida (*RCL*) foi utilizada como variável independente para a disponibilidade de recursos financeiros do ente público estadual, medida de arrecadação e

desempenho econômico (CYLUS; MLADOVSKY; MCKEE, 2012), a variável foi deflacionada e medida em termos *per capita*.

A Dívida Consolidada Líquida (*DCL*) e a taxa endividamento (*Endiv*), definida pela relação DCL/RCL , foram utilizadas como parâmetros de aferição da sustentabilidade da dívida pública dos estados, pois são indispensáveis na medida da severidade com que recessões podem afetar a gestão fiscal (PESSOA; SANTOS, 2016).

Os dados fiscais dos estados foram coletados na base de dados disponibilizada pela Secretaria do Tesouro Nacional, em conformidade com a Resolução nº 40/2001 (BRASIL, 2001), do Senado Federal e disposições da Lei de Responsabilidade Fiscal.

As informações referentes às transferências da União aos estados federativos com aplicação no SUS (*TSUS*) e gastos municipais em saúde (*APSUSM*) foram coletadas na base do SIOPS, sendo o primeiro referente ao valor repassado pelo Fundo Nacional de Saúde para aplicação vinculada aos blocos de financiamento do SUS definidos pela portaria nº 204/2007 (PEREIRA; OLIVEIRA; FALEIROS, 2019).

Já o segundo abrange o somatório da despesa orçamentária empenhada pelos municípios para os códigos contábeis de despesa corrente e de capital. Os dados foram medidos em termos *per capita* e a valores constantes de dezembro/2017.

De forma análoga, mediu-se os gastos estaduais em saúde (*APSUSE*), os dados foram coletados na base do SIOPS, abrangendo o somatório da despesa orçamentária empenhada pelos estados independente da fonte, ou seja, somando-se a aplicação por meio de recursos próprios (*APRP*) e transferências exclusivas da união (*TSUS*). Os dados transformados para termos *per capita* e a valores constantes de dezembro/2017

Para captar possíveis impactos da regulamentação da Emenda Constitucional nº 29/2000 por meio da Lei Complementar nº 141/2012 na aplicação de recursos próprios em ASPS, utilizou-se a variável *dummy* LC141 que assumiu valor unitário a partir do ano de 2012 e zero para anos anteriores.

A estimação do modelo geral foi realizada no programa STATA 15.0, utilizando-se do método dos Mínimos Quadrados Generalizados para a correção da presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos, conforme disposições da literatura científica. (DUKKER, 2003; HOECHLE, 2007)

Com o intuito de identificar possíveis peculiaridades entre as regiões brasileiras, realizou-se o teste de Hausman (HAUSMAN, 1978) para checar a melhor forma de estimação

dos dados em painel balanceados, adotando-se a modelagem por efeitos aleatórios ou efeitos fixos, com variáveis *dummy* regionalizadas, conforme equação a seguir:

$$APRP_{it} = C + \beta_1(RCL_{it}) + \beta_2(TSUS_{it}) + \beta_3(APSUSM_{it}) + \beta_4(DCL_{it}) + \beta_5ENDIV_{i(t-1)} + \beta_6(LC141) + \beta_i x_i + \varepsilon_{it}$$

Ainda, foi realizado teste de Wald para comparação entre modelos agregados e modelos por efeitos fixos, a fim de identificar se os coeficientes de efeitos fixos são globalmente significativos.

Procedeu-se a estimação do modelo proposto por fatores, identificando-se quais estados apresentaram distinções em relação à média geral estimada. Tais particularizações identificam a forma de reação a oscilações fiscais de cada ente estadual, distinguindo àquelas que fogem da regra geral da metodologia de gestão adotada para oferta de recursos para a saúde pública.

A fim de apresentar a relação entre a Receita Corrente Líquida (*RCL*) e aplicação de recursos próprios dos estados em ASPS (*APRP*), utilizou-se o conceito de elasticidade-renda (DI MATTEO, 2003). Considerou-se que a elasticidade-renda do gasto em saúde (E_R^S) dos estados brasileiros, representado pela equação a seguir:

$$E_R^S = \frac{\frac{\Delta APRP}{APRP}}{\frac{\Delta RCL}{RCL}}$$

A equação de elasticidade-renda do gasto em saúde (E_R^S) representa quanto o gasto com recursos próprios em saúde pública varia, dada uma variação na renda, ou seja, na receita governamental.

Por fim, ressalta-se que se $E_R^S < 1$, considera-se que o gasto em questão é inelástico em relação à renda, ou seja, apresenta respostas percentuais menores do que as oscilações na renda, sendo a saúde considerada um bem ou serviço necessário. Por outro lado, caso $E_R^S > 1$, considera-se que o gasto em saúde é elástico em relação à renda, ou seja, varia em maior grau dadas oscilações na renda, dessa forma, a saúde passa a ser considerada um bem ou serviço de luxo. (DI MATTEO, 2003).

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS E MODELAGEM

4.1 Análise descritiva da aplicação de recursos próprios estaduais na saúde pública

Inicialmente, procedeu-se à análise descritiva dos dados de aplicação de recursos próprios estaduais (*APRP*) agregados por região no período 2006 a 2017, a fim de observar tanto as diferenciações entre as regiões brasileiras quanto a evolução temporal da variável.

A Figura 1 apresenta os resultados referentes à evolução da aplicação de recursos próprios estaduais em ações e serviços públicos de saúde por região, no período de 2006 a 2017.

Observou-se que a variação percentual média de todos os estados brasileiros apresentou elevação de 42,43% se comparado os valores de 2006 e 2017. Em valores absolutos, a aplicação média passou de R\$ 271,91 para R\$ 391,56 no período.

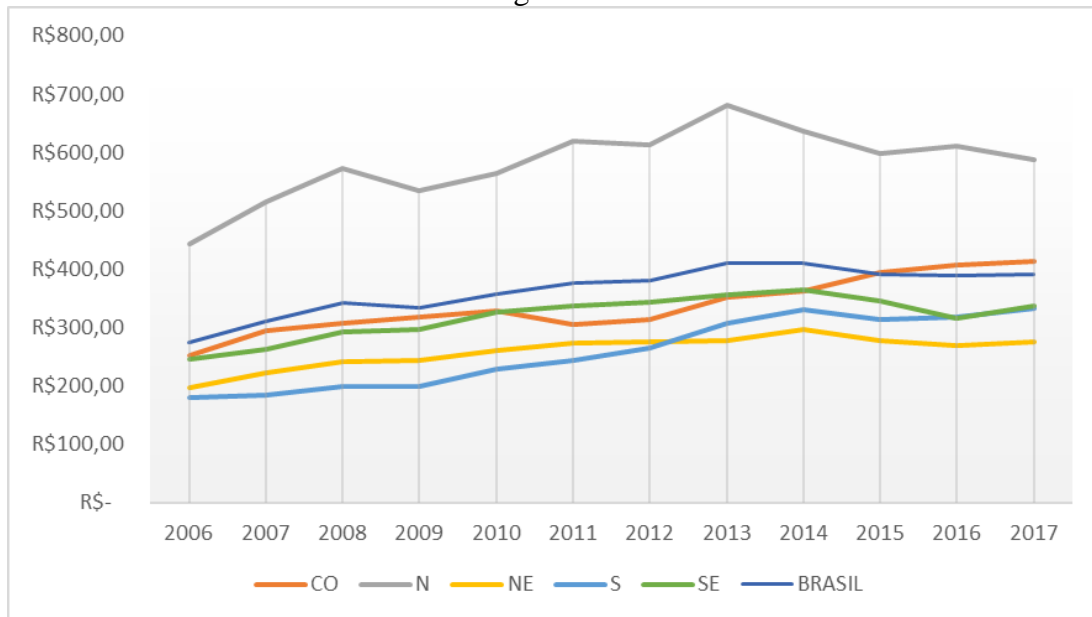
Dentre as regiões brasileiras, em relação à aplicação de valores absolutos médios destacam-se a região Norte, que passou de R\$ 442,23 a R\$ 586,89, apresentando a maior participação média absoluta entre regiões, e a região Centro-Oeste que apresentou incremento de R\$ 252,10 para R\$ 413,28 no período.

Já em termos relativos, as regiões Sul e Centro-Oeste apresentaram melhor oscilação positiva, com incremento percentual média de 84,99% e 63,93% na alocação de recursos orçamentários em valores reais.

Cabe ressaltar que no início da série temporal, a região Sul apresentou estados com menor participação absoluta no financiamento da saúde pública, logo, o aumento relativo observado foi maior do que nas outras regiões devido ao início relativamente baixo da média de aplicação.

A maior média absoluta de recursos *APRP* ocorreu no ano de 2013, onde os estados brasileiros aplicaram R\$ 410,24, resultando num aumento relativo de 49,22% se comparado à aplicação de 2006. Contudo, no período de 2013 a 2017 registrou-se variação relativa negativa de 4,55% no volume médio de recursos aplicados.

Figura 1 - Evolução da Aplicação de Recursos Próprios Estaduais em Ações e Serviços Públicos de Saúde das Regiões Brasileiras – 2006 a 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ministério da Saúde – Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS).

Notas:

1. Valores relativos aos gastos exclusivos com recursos próprios do ente estadual.
2. Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.

É possível observar que a região do Centro-Oeste se destaca no período de 2014 a 2017, dado que foi a única que manteve a tendência de crescimento da alocação de recursos próprios em saúde, apresentando incremento médio na rubrica de R\$ 363,33 para R\$ 413,28. Em contraposição, as demais regiões sofreram quebra de tendência, apresentando reduções nos valores médios absolutos aplicados.

4.2 Relações entre Receita Estadual e Alocação de Recursos na Saúde

A Figura 2 trata da relação entre as oscilações da receita corrente líquida (*RCL*) e da aplicação de recursos próprios estaduais em ASPS (*APRP*), concatenando as variações absolutas de ambas as variáveis no período, calculadas por meio da subtração do valor apurado em 2017 pelo valor apurado em 2006.

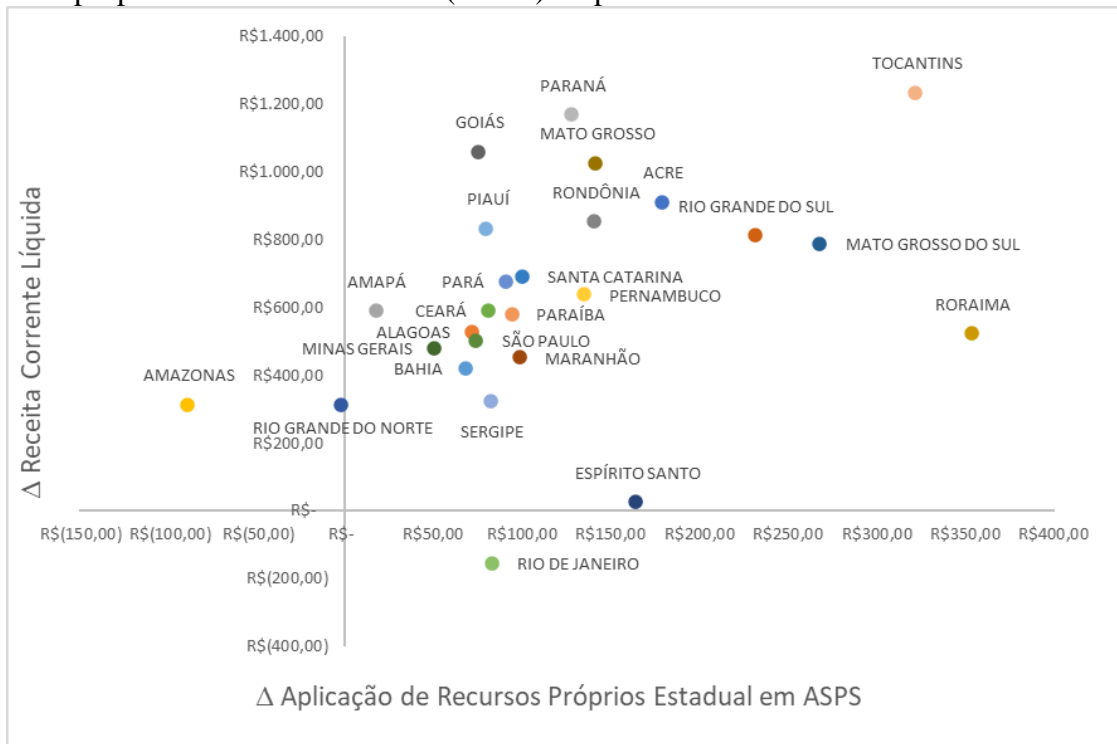
O 1º e 3º quadrantes da Figura 2 representam a adoção de políticas de financiamento pró-cíclicas, dado que um aumento ou redução na receita é acompanhada por uma variação diretamente proporcional na *APRP*. Já o 2º e 4º quadrantes apresentam

variações opostas, políticas contracíclicas ou inversamente proporcionais.

Conforme disposto na Figura 2, observa-se que a maioria dos estados se encontra no 1º quadrante, representando que a variação incremental da arrecadação fiscal, ou receita do ente subnacional, em termos reais *per capita*, foi associada à uma majoração na aplicação em saúde no período de 2006 a 2017.

O fato elencado demonstra a correlação positiva entre os indicadores, apontando que o aumento arrecadatário leva, em geral, ao aumento da oferta de recursos públicos à saúde para a maioria dos estados, à exceção dos estados do Amazonas, Rio Grande do Norte e Rio de Janeiro.

Figura 2 - Relação da variação absoluta entre a receita corrente líquida (RCL) e aplicação de recursos próprios estaduais em ASPS (APRP) no período 2006 a 2017.



O estado do Amazonas apresentou comportamento peculiar no período, evidenciando-se redução da *APRP* no período de R\$ 496,88 em 2006 para R\$ 408,01 em 2017, representando redução absoluta de R\$ 88,86 em termos reais *per capita*. Contudo tal redução per capita foi compensada pelo incremento na participação municipal e federal no estado, os gastos municipais em saúde (*APSUS*) e transferências federais exclusivas do SUS (*TSUS*) apresentaram aumento absoluto de R\$ 77,58 e R\$ 13,13 respectivamente, o que denota uma possível substituição da execução do gasto estadual em saúde por fontes municipais e federais.

O estado do Rio Grande do Norte não apresentou oscilação significativa na *APRP*, porém o gasto municipal em saúde (*APSUS*) apresentou aumento expressivo de 61% em termos relativos, passando de R\$ 389,53 para R\$ 629,02 no período, ao passo que as transferências federais exclusivas do SUS (*TSUS*) apresentaram aumento relativo de 62%.

Tais resultados apontam para o posicionamento estratégico da gestão de alguns estados que mantiveram ou até reduziram o volume de recursos próprios, em termos reais *per capita*, de aplicação em saúde frente à incrementos na Receita Corrente Líquida (*RCL*), diante do aumento da disponibilidade de recurso aplicados pela União e municípios.

Já o estado do Rio de Janeiro foi o único que apresentou queda na Receita Corrente Líquida (*RCL*) no período, reduzindo-se em valores absolutos de R\$ 154,96 *per capita*. Todavia, o referido estado auferiu crescimento na *APRP* em torno de 43%, atingindo valor máximo de R\$ 308,06 em 2013 seguido de sucessivas quedas até 2016, chegando ao valor de R\$ 275,88 em 2017.

Cabe ressaltar que tanto o estado do Rio de Janeiro quanto o estado do Amazonas apresentaram políticas contracíclicas para a alocação em *ASPS*, a diferença observada reside no fato que o Rio de Janeiro apresentou frustração de receitas no período, o que leva a crer que a política contracíclica foi benéfica à manutenção do gasto com saúde, ao passo que o Amazonas adotou medida de substituição de fontes de recursos, reduzindo o percentual de aplicação em *ASPS* de 23,47% da receita em 2006 para 17,81% em 2017.

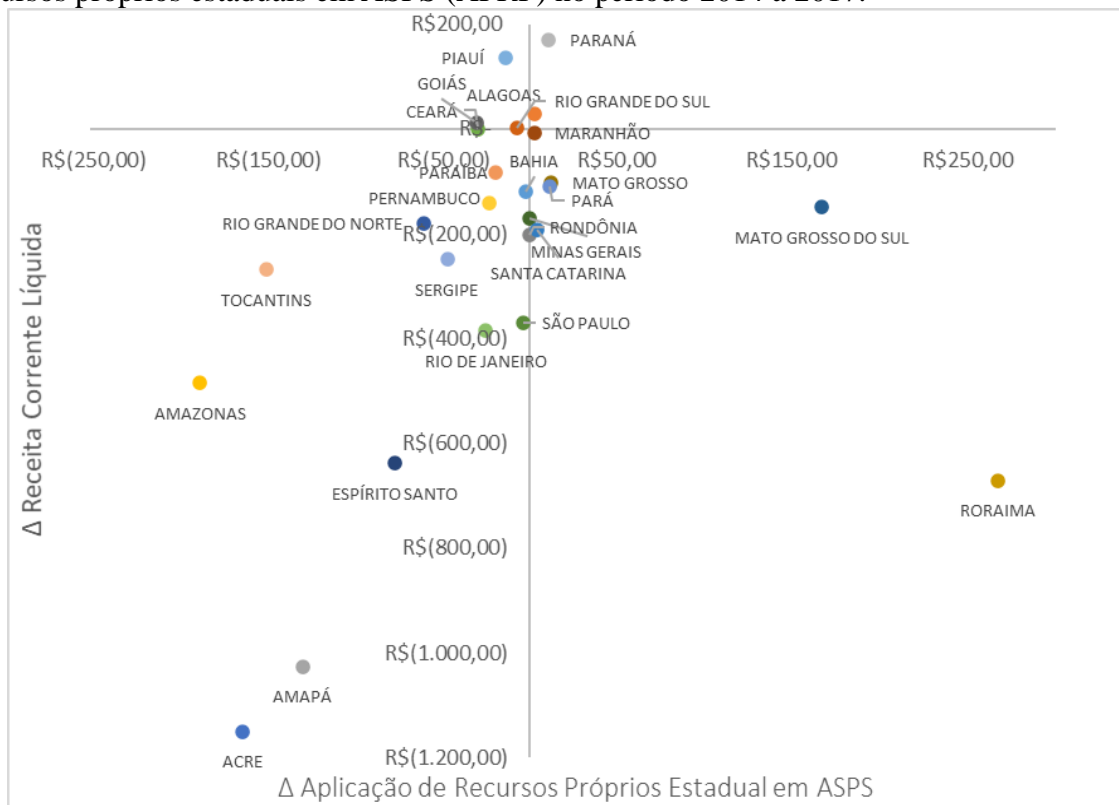
Considerando que a partir de 2014 há uma queda na tendência de crescimento da arrecadação e alocação de recursos estaduais na saúde, na qual a *RCL* média de 2014 foi de R\$ 3.433,99 reduzindo-se para R\$ 3.188,59 em 2017, e, que a *APRP* média reduziu de R\$ 409,90 para R\$ 391,56 no mesmo período.

A Figura 3 abrange o período de recessão econômica ocorrido entre os anos de 2014 e 2017, demonstrando o impacto de reduções na receita estadual sobre a disponibilidade

de recursos próprios para o SUS.

Na mesma dinâmica explicitada para a interpretação da Figura 2, se faz possível observar na Figura 3 que, em geral, os estados se mantiveram próximos a origem do eixo horizontal do gráfico no período de 2014 a 2017. Apesar das oscilações, na maioria, negativas da arrecadação do período, houve tendência de manutenção do nível de gasto em saúde.

Figura 3 - Relação da variação absoluta entre a receita corrente líquida (RCL) e aplicação de recursos próprios estaduais em ASPS (APRP) no período 2014 a 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ministério da Saúde – Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS) e Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Notas: Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.

Os estados que apresentaram maiores reduções de *RCL* acompanhada de redução da disponibilidade de recursos próprios para o SUS, se localizam no 3º quadrante da Figura 3, tais estados apresentam tendência pró-cíclica na alocação de recursos à saúde pública, ao passo que estados localizados no 2º e 4º quadrantes apresentam políticas contracíclicas das quais representa a ocorrência de redução da receita acompanhada de um aumento no gasto em *ASPS* ou vice-versa.

Ressalta-se que a redução relativa média do gasto em saúde no período foi de

4,47%, todavia a redução relativa média da *RCL* foi de 7,15%. Tal fato corrobora com a proximidade da maioria dos estados em torno da origem, o que denota certa preservação do gasto em saúde mesmo em períodos recessivos, e, tendência para adoção de políticas contracíclicas em casos de redução de receitas.

Em análise comparativa das Figuras 2 e 3, é possível observar a relação idiossincrática entre as receitas dos estados brasileiros e o gasto em saúde, na primeira observa-se a relação pró-cíclica entre o crescimento econômico, representado pelo aumento das receitas públicas, e o gasto em saúde com recursos próprios estaduais. Na segunda, é notável que em momentos de frustração ou redução da disponibilidade de receitas, os estados tendem a preservar a alocação orçamentária em saúde.

4.3 Elasticidade-renda do gasto público em saúde

Outra forma de se validar a análise supracitada utiliza o conceito econômico de elasticidade-renda do gasto público em saúde, que trata da mudança percentual do gasto em saúde dada uma alteração percentual na renda. Conforme Di Matteo (2003):

Elasticidade-renda abaixo de 1 denota que o gasto em saúde inelástico à renda, e, portanto, um bem necessário. Por outro lado, elasticidade estimada maior do que 1 denota que o gasto em saúde é elástico à renda, e, portanto, um bem de luxo. É claro, tudo isso significa que se a elasticidade é maior do que 1, o gasto em saúde cresce mais rápido do que a renda, ao passo que se for menor do que 1, o gasto em saúde cresce de forma mais lenta do que a renda.⁶ (DI MATTEO, 2003, p. 20, tradução nossa)

Logo, a análise da elasticidade-renda do gasto em saúde (E_R^S) pode apontar as tendências de governos estaduais em relação à alocação de recursos para a saúde. O valor resultante da E_R^S discrimina o posicionamento da gestão estadual frente a períodos de crescimento ou decréscimo de renda.

Procedeu-se à elaboração da Tabela 1, na qual se analisou comparativamente o grau de resposta do gasto em saúde com recurso próprios de cada estado, além do agregado

⁶[...] Income elasticity below 1 denotes health care expenditure as an income inelastic and therefore a “necessary” good. On the other hand, elasticity estimates greater than 1 denote health care as income elastic and therefore a “luxury” good. Of course, all this means is that if the elasticity is greater than 1, health expenditures increase faster than income, while if less than 1, health expenditures increase more slowly than income.

brasileiro, no período de 2006 a 2017 e no período recessivo de 2014 a 2017.

Primeiramente, conclui-se que no período de 2006 a 2017 a E_R^S apresentou valores maiores do que um para 22 dos 26 estados analisados, apontado que o aumento da renda proporcionou aumentos maiores em termos percentuais no gasto em saúde. Na média brasileira para o período, a $E_R^S = 1,75$, o que representa em termos econômico que o aumento do gasto em saúde superou em 75% a variação percentual do aumento renda.

Segundo, para o período recessivo compreendido entre 2014 a 2017, a E_R^S passa a apresentar valores menores do que 1, ou seja, inelástica para 10 de 26 estados, o que indica a priorização da manutenção do gasto em saúde frente a frustrações de receita. Ressalta-se que no agregado brasileiro a $E_R^S = 0,63$, o que indica que as oscilações do gasto em saúde ocorreram a menor do que as oscilações negativas na renda.

Tais achados ratificam a tendência de priorização dos governos estaduais no aumento da alocação de recursos para a saúde, seja na manutenção da oferta de financeira em períodos recessivos, seja no crescimento mais do que proporcional em períodos de elevação da renda.

Tabela 1 - Análise Comparativa entre variações de gastos estaduais em saúde (*APRP*), Receita Corrente Líquida (*RCL*) e elasticidade-renda do gasto com recursos próprios em saúde entre os períodos 2006 a 2017 e 2014 a 2017, em reais.

ESTADO	2006 - 2017				2014 - 2017			
	$\Delta APRP$	ΔRCL	E_R^S	TIPO	$\Delta APRP$	ΔRCL	E_R^S	TIPO
Acre	178,53	911,27	1,57	1	-163,48	-1.150,08	1,03	1
Alagoas	71,67	528,34	1,19	1	9,40	0,48	170,98	1
Amapá	17,32	589,53	0,26	0	-129,08	-1.025,65	1,16	1
Amazonas	-88,86	314,06	1,51	1	-187,63	-485,31	2,24	1
Bahia	67,60	421,01	1,55	1	-1,73	-119,31	0,13	0
Ceará	80,94	590,76	1,03	1	-29,37	-0,32	618,65	1
Espírito Santo	163,88	26,18	68,61	1	-76,64	-637,84	0,86	0
Goiás	75,09	1.058,95	0,69	0	-29,60	10,96	26,42	1
Maranhão	98,74	451,90	2,20	1	2,89	-7,29	3,11	1
Mato Grosso	141,13	1.025,51	1,62	1	12,60	-102,12	1,33	1
Mato Grosso do Sul	267,31	788,36	3,26	1	166,84	-149,76	10,62	1
Minas Gerais	50,18	481,05	1,01	1	0,24	-170,26	0,01	0
Pará	90,47	675,21	1,18	1	12,00	-110,24	1,00	1
Paraíba	93,90	579,40	1,41	1	-19,08	-82,77	1,76	1
Paraná	127,86	1.169,71	1,16	1	11,06	169,46	0,64	0
Pernambuco	135,01	637,07	1,87	1	-22,80	-140,66	1,14	1
Piauí	79,19	832,91	0,79	0	-13,37	136,07	0,79	0
Rio de Janeiro	83,05	-154,96	8,78	1	-24,75	-385,19	0,72	0
Rio Grande do Norte	-2,29	311,14	0,06	0	-59,78	-180,46	2,68	1
Rio Grande do Sul	231,10	812,22	6,33	1	-7,06	1,17	54,65	1
Rondônia	140,32	852,97	1,52	1	0,59	-202,82	0,03	0
Roraima	353,12	524,28	6,04	1	267,18	-670,43	3,81	1
Santa Catarina	100,05	690,58	1,39	1	4,30	-192,41	0,21	0
São Paulo	73,88	500,36	1,45	1	-3,23	-368,93	0,09	0
Sergipe	81,89	322,95	2,74	1	-46,69	-248,24	1,62	1
Tocantins	321,68	1.233,83	2,24	1	-149,59	-268,49	3,15	1
Brasil	116,64	622,10	1,75	1	-18,34	-245,40	0,63	0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ministério da Saúde – Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS) e Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Notas:

1. Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.
2. Notação: $\Delta APRP$ – variação da aplicação da *APRP* no período, ΔRCL - variação da aplicação da *RCL* estadual no período, E_R – Elasticidade-renda do gasto público em saúde. 3. Tipo – 0 Inelástico e 1 Elástico.

4.4 Análise comparativa entre a participação estadual e municipal no financiamento da saúde pública

A Tabela 2 evidencia o valor médio das disponibilidades totais dos entes municipais para aplicação em ações e serviços públicos de saúde por região brasileira, abrangendo tanto àquelas provenientes de arrecadação própria quanto as transferências federais exclusivas para o Sistema Único de Saúde.

Para a análise do agregado nacional, dispuseram-se também as disponibilidades estaduais de recursos, determinada pela soma das aplicações de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde com as transferências da União aos estados para aplicação exclusiva no SUS.

Tabela 2 - Gastos municipais em saúde (*APSUSM*) e participação relativa na disponibilidade de recursos do SUS no período 2006 a 2017.

ANO	CENTRO-OESTE	NORTE	NORDESTE	SUL	SUDESTE	BRASIL	
	1	1	1	1	1	1	2
2006	461,27	309,74	345,14	382,82	402,17	380,23	361,80
2007	520,33	356,49	369,84	429,69	457,70	426,81	399,39
2008	591,99	382,43	413,53	465,33	509,40	472,53	440,03
2009	626,56	402,93	446,37	511,85	536,01	504,74	450,43
2010	666,36	416,61	475,31	542,77	577,79	535,77	471,59
2011	709,66	422,50	510,45	577,41	629,91	569,99	466,89
2012	756,24	423,47	530,07	659,84	683,59	610,64	477,71
2013	783,61	427,80	547,83	676,91	700,44	627,32	512,97
2014	816,72	452,13	576,29	726,65	748,25	664,01	521,36
2015	793,68	427,80	548,92	707,34	705,71	636,69	494,53
2016	814,06	422,02	562,86	735,15	711,79	649,18	496,69
2017	839,85	420,21	573,40	754,61	717,63	661,14	500,65
% do Total	62,98%	34,99%	57,58%	61,69%	58,62%	54,64%	45,36%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ministério da Saúde – Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS).

Notas:

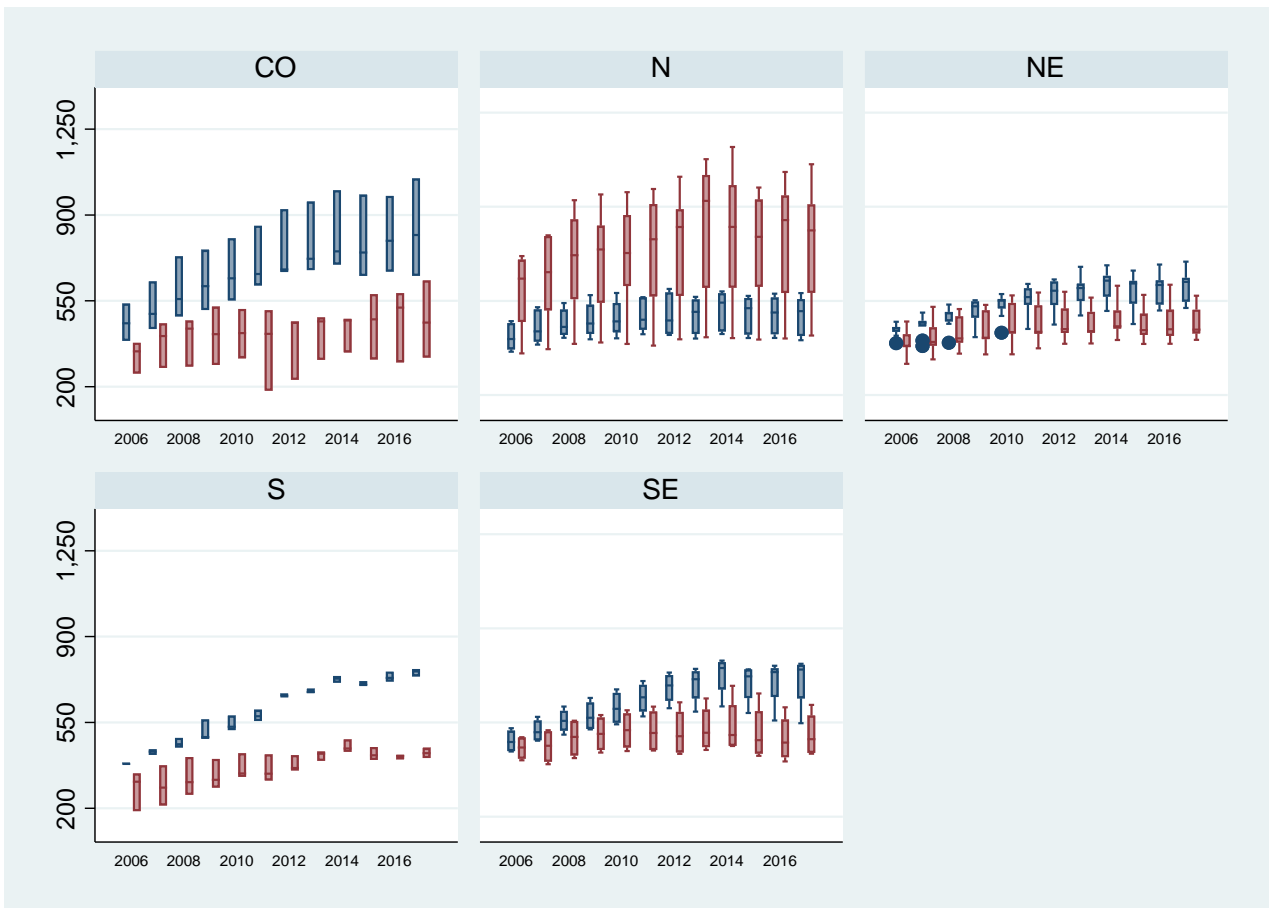
1. Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.
2. Coluna 1: Gasto médio per capita aplicado pelos Municípios de todas as fontes (*APSUSM*). Coluna 2: Gasto médio per capita dos Estados de todas as fontes (*APSUSE*).

Ademais, a participação relativa dos gastos dos entes municipais em relação aos estados foi dada pela divisão do volume total de disponibilidades, representado pelo somatório da oferta de recursos municipais (*APSUSM*), recursos estaduais de fonte própria

(*APRP*) e transferências da União (*TSUS*), pela oferta de recursos municipais exclusiva (*APSUSM*) em cada região.

Identificou-se que os municípios do Centro-Oeste apresentaram maiores índices de aplicação orçamentária no período, destinando 62,98% do total dos recursos aplicados naquela região. Em contraponto, a região Norte apresentou índice de participação municipal de apenas 34,99%, logo, os estados da região Norte apresentam maior participação no financiamento do SUS, com participação relativa média de 65,01% no período analisada.

Figura 4 - Gráfico de Box-Plot, análise comparativa entre aplicações estaduais (*APSUSE*) e municipais (*APSUSM*) totais por região, no período 2006 a 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Ministério da Saúde – Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS).

Notas:

1. Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.
2. Azul: Dispersão do gasto médio per capita aplicado pelos Municípios de todas as fontes (*APSUSM*). Vermelho: Dispersão do gasto médio per capita dos Estados de todas as fontes (*APSUSE*).

De forma geral, apurou-se que no Brasil a os municípios aplicaram, em média, 54,64% das disponibilidades totais destinadas a ações e serviços públicos de saúde, conseqüentemente os estados apresentam participação relativa de 45,36% no período de 2006 a 2017.

Verificou-se que a participação estadual tem decrescido no decorrer do período estudado, passando de 48,76% em 2006 para 43,09% em 2017, o que aponta para o crescente protagonismo municipal na gestão da saúde pública.

Para aprimorar a representação da evolução dos gastos totais municipais em comparação aos gastos totais estaduais em saúde, de todas as fontes, elaborou-se a Figura 4, no qual as variações entre os estados são apresentadas por meio de Box-Plot.

É notável que, à exceção da região Norte, os municípios tendem a destinar mais recursos à saúde do que os entes estaduais, com diferenças cada vez mais sobressalentes de acordo com o passar dos anos.

Já quando se observa a região Norte, afere-se que a participação estadual é maior do que a municipal, invertendo a relação convencional apontada. As razões para a ocorrência de tal fato fogem do escopo desta pesquisa, contudo observou-se que na referida região aplicou em média 15,60% da arrecadação própria em ações e serviços públicos de saúde (ASPS), valor acima do mínimo estipulado pela Lei Complementar nº 141/2012.

Em comparação, evidencia-se que a média de aplicação de recursos próprios em ASPS de todas as demais regiões brasileiras foi de 12,82%, o que evidencia a participação mais efetiva de estados do Norte em relação ao financiamento da saúde pública.

Ademais, observa-se que a dispersão da aplicação da região Norte apresentou maior variabilidade, com desvio-padrão de R\$ 278,45 e coeficiente de variação de 36,98% da aplicação de recursos totais em saúde, já o somatório dos municípios do Norte apresentou desvio-padrão de R\$ 88,08 e coeficiente de variação de 21,73%, apresentando maior constância no resultado, porém a média de aplicação municipal foi 46,17% abaixo da estadual para o período avaliado.

As regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul se destacam pela menor destinação relativa de recursos estaduais à saúde, entretanto, observa-se que a aplicação de municipal em termos absolutos das regiões Centro-Oeste e Sul superam àquelas da região Nordeste, sendo esta última a mais carente de aplicação de recursos públicos em ASPS.

4.5 Modelagem de gestão fiscal e alocação de recursos na saúde

4.5.1 Modelo geral

Para avaliar os impactos da gestão fiscal sobre a alocação de recursos na saúde pública, delineou-se modelo regressivo no qual considerou-se como variáveis dependentes a aplicação de recursos próprios estaduais em ações e serviços públicos de saúde (*APRP*), e, como variáveis independentes as disponibilidades totais para o SUS, advindas de todos os entes federativos para a região geográfica de cada estado brasileiro, pautando-se ainda o endividamento como restrição orçamentária à alocação de recursos e o percentual mínimo de aplicação definido pela Lei Complementar nº 141/2012.

Logo, as variáveis dependentes utilizadas representativas das disponibilidades do gestor estadual da saúde foram a Receita Corrente Líquida Estadual (*RCL*), as transferências da união com aplicação exclusiva no SUS (*TSUS*), e, a aplicação municipal em saúde com recursos de todas as fontes (*APSUSM*).

As disponibilidades descritas representam o quanto o gestor estadual tem disponível de arrecadação para alocação em quaisquer rubricas orçamentárias, no caso da *RCL*, contudo, como o financiamento da saúde pública é tripartite, ou seja, é realizado pelas três esferas governamentais, observou-se que o gestor público estadual também leva em consideração o volume de recursos exclusivos aplicados pela união (*TSUS*) e o grau de participação municipal (*APSUSM*).

Cabe ressaltar que, *a priori*, é esperado que as variáveis independentes *TSUS* e *APSUSM* sejam estatisticamente relevantes e apresentem coeficientes com sinais negativos, apontando um grau substitutivo entre a alocação estadual e a alocação da união e de municípios, ao passo que a *RCL* deve apresentar relação estatisticamente significativa e coeficiente com sinal positivo, dada a vinculação de receitas ao gasto em saúde.

Ademais, considerou-se o grau de endividamento estadual, representado pelo montante da dívida consolidada líquida (*DCL*) e o endividamento no período anterior ($ENDIV_{(t-1)}$). Tais fatores foram considerados dada a restrição orçamentária imposta ao ente, o seu grau de impacto é relevante para se compreender se o saneamento fiscal, ou seja, os baixos índices de endividamento e dívida são expressivos e como impactam o financiamento

da saúde pública. Presume-se que o alto grau de endividamento é significativo para a decisão do gestor público, sendo fator negativo para a destinação de recursos nas rubricas da saúde.

Por fim, incluiu-se a variável *LC141* no modelo, sendo essa uma *dummy* representativa do impacto da entrada em vigor da Lei Complementar nº 141/2012 sobre a alocação de recursos na saúde. Supomos que o coeficiente da referida variável apresente significância estatística e sinal positivo.

A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação do modelo proposto, evidenciando-se que a modelagem se deu pelo método dos mínimos quadrados generalizados, passando pela inclusão de variáveis em cada passo do modelo, no intuito de notar possíveis alterações nos resultados e graus de significância estatística do modelo.

Os resultados indicam que as variáveis *RCL*, *TSUS*, *Endiv_{t-1}* e *LC141* apresentaram significância estatística na explicação da variação da aplicação de recursos próprios estaduais em ações e serviços públicos de saúde (*APRP*), contudo as variáveis *APSUSM* e *DCL* apresentaram níveis baixos de significância, que perduraram mesmo após a inclusão de variáveis de ajuste no modelo.

Observa-se a relação direta entre a aplicação de recursos próprios e receita corrente líquida, tendo em vista que para elevação de uma unidade na *RCL* deverá impactar na elevação de R\$ 0,110 (IC 95%: 0,103 – 0,118). Já as transferências da União para o SUS (*TSUS*) também apresentaram relação direta com a *APRP*, indicando que acréscimos de recursos próprios do ente nacional influenciou positivamente na elevação do aporte de recursos próprios do ente estadual. Todavia, não se observou impacto estatisticamente significativo da *APSUSM* sobre a decisão do gestor estadual na aplicação de recursos próprios.

Pelo lado da dívida, verificou-se que o endividamento ou desequilíbrio fiscal gera efeitos negativos na disponibilização de recursos próprios estaduais para a saúde. Observou-se no modelo (4) relação inversa entre dívida consolidada líquida (*DCL*) no período atual e *APRP*, no entanto, ao se ajustar o modelo pela inclusão do endividamento no período anterior (*ENDIV_(t-1)*) nos modelos (5) e (6), observou-se um forte impacto negativo sobre a *APRP*, em detrimento da significância estatística da *DCL*. Logo, o desequilíbrio fiscal representado pelo alto grau de endividamento impacta negativamente na disponibilização de recursos próprios estaduais para o SUS.

Tabela 3 - Modelo geral de estimação por dados em painel da Aplicação de Recursos Próprios em Ações e Serviços de Saúde dos estados brasileiros, 2006 a 2017.

Variáveis Explicativas	Aplicação de Recursos Próprios em Ações e Serviços Públicos de Saúde (ASPS)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Receita Corrente Líquida (<i>RCL</i>)	0,131*** (0,003)	0,112*** (0,004)	0,113*** (0,004)	0,115*** (0,003)	0,109*** (0,004)	0,110*** (0,004)
Transferências do SUS (<i>TSUS</i>)		0,636*** (0,083)	0,582*** (0,090)	0,586*** (0,085)	0,513*** (0,085)	0,463*** (0,084)
Aplicação Municipal (<i>APSUS</i>)			- 0,044 (0,028)	0,112 (0,028)	- 0,001 (0,028)	- 0,057* (0,030)
Dívida Consolidada Líquida (<i>DCL</i>)				- 0,012*** (0,021)	0,001 (0,003)	- 0,000 (0,003)
Endividamento no Período Anterior (<i>ENDIV_(t-1)</i>)					- 51,08*** (12,17)	- 40,86*** (12,11)
Lei Complementar nº 141/2012 (<i>LC141</i>)						34,84*** (8,504)
Constante	-52,55*** (11,85)	- 67,19*** (11,06)	- 41,57** (19,95)	- 49,45*** (18,93)	- 6,33 (21,09)	6,107 (20,77)
Número de Observações	312	312	312	312	312	312
Estados	26	26	26	26	26	26
Períodos Temporais	12	12	12	12	12	12

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Sistema de Informações sobre Orçamentos Público em Saúde (SIOPS), Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Notas:

1. Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.
2. P-valores: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
3. Os modelos de 1 a 6 foram estimados por meio da inclusão de variáveis dependentes.

Já a variável *dummy LC141* apontou crescimento médio de R\$ 34,84 (IC 95%: 18,17 – 51,50) em termos reais *per capita* sobre a *APRP*, o que demonstra parcialmente a eficácia da regulamentação da EC nº 29/2000 por meio da LC nº 141/2012, definindo-se além do patamar mínimo de aplicação para o incremento de recursos na saúde pública, a caracterização das despesas consideradas como ações e serviços públicos de saúde.

4.5.2 Modelo regional

Para captar as possíveis diferenciações entre as regiões brasileiras, primeiramente realizou-se a figura 4 que expõe gráfico de Box-Plot apresentando a análise comparativa entre aplicações estaduais e aplicações municipais. Tal figura elucida a ideia de que há caracterizações importantes a serem consideradas dado que a distribuição da aplicação de recursos por região é irregular, principalmente se comparada a região Norte com as demais regiões brasileiras.

Outrossim, ao se analisar a tabela 2, é notável que a participação municipal na região Norte corresponde a cerca de 34,99% do total de aplicações em saúde, ao passo que nas demais regiões o percentual se mantém no intervalo de 57% a 63%.

Logo, a fim de captar se tais características são estatisticamente significativas na modelagem, aplicou-se a metodologia de Hausman (1978), que diferencia a modelagem por efeitos fixos da modelagem por efeitos aleatórios. Comparou-se também por meio do teste de Wald, os modelos de efeitos fixos e de dados agregados da estimação em dados em painel balanceados.

Os resultados da modelagem foram apresentados na Tabela 4, que trata do modelo regionalizado da aplicação de recursos próprios em ações e serviços de saúde dos estados brasileiros.

Na modelagem considerou-se como base a região Norte, dado que a participação estadual no financiamento se distinguiu das demais regiões sendo expressivamente maior. Dessa forma, as demais regiões foram representadas por variáveis *dummy* a fim de isolar as características regionais na estimação.

Inicialmente, observou-se que as variáveis *RCL*, *TSUS* e *LC141* mantiveram seus índices de significância estatística a 5%, contudo *RCL* e *LC141* apresentaram redução dos coeficientes para os níveis de 0,097 e 18,76 respectivamente, ao passo que *TSUS* apresentou aumento para 0,560.

Já a variável independente *APSUSM* passou a ser estatisticamente significativa a 5%, elevando seu coeficiente para 0,105. Entretanto, ao se analisar o lado do endividamento, observou-se uma redução no índice de significância estatística da variável $ENDIV_{(t-1)}$, sendo significativa apenas ao nível de 10%, contando ainda com redução no valor do coeficiente para -18,35.

Tabela 4 - Análise comparativa modelo regionalizado e geral de estimação por dados em painel da Aplicação de Recursos Próprios em Ações e Serviços de Saúde dos estados brasileiros, 2006 a 2017.

Variáveis Explicativas	Aplicação de Recursos Próprios em Ações e Serviços Públicos de Saúde (ASPS)	
	Modelo Regionalizado (7)	Modelo Geral (6)
Receita Corrente Líquida (<i>RCL</i>)	0,097*** (-0,004)	0,110*** (0,004)
Transferências do SUS (<i>TSUS</i>)	0,560*** (-0,078)	0,463*** (0,084)
Aplicação Municipal (<i>APSUSM</i>)	0,105*** (-0,034)	-0,057* (0,03)
Dívida Consolidada Líquida (<i>DCL</i>)	0,000 (-0,0035)	-0,000 (0,003)
Endividamento no Período Anterior (<i>ENDIV_(t-1)</i>)	-18,35* (-11,09)	-40,86*** (12,11)
Região Sul	-134,6*** (-15,8)	
Região Centro-Oeste	-94,14*** (-16,39)	
Região Nordeste	-63,83*** (-12,62)	
Região Sudeste	-113,51*** (-15,09)	
Lei Complementar nº 141/2012 (<i>LC141</i>)	18,76** (7,932)	34,84*** (8,504)
Constante	4,32 (-22,04)	6,107 (20,77)
Teste de Hausman	0,0003	
Teste de Wald	0,000	
Número de Observações	312	312
Estados	26	26
Períodos Temporais	12	12

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Sistema de Informações sobre Orçamentos Público em Saúde (SIOPS), Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Notas:

1. Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.
2. P-valores: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Na análise das regiões observou-se que todas as diferenciações são estatisticamente relevantes a nível de confiança de 1%, entretanto constatou-se diferentes impactos regionais que alteram o nível de financiamento.

4.5.3 Análise de fatores

Tabela 5 - Análise comparativa de coeficientes entre modelos regionalizado e geral de estimação por dados em painel da Aplicação de Recursos Próprios em Ações e Serviços de Saúde dos estados brasileiros, 2006 a 2017.

Análise de fatores	Receita Corrente Líquida (RCL)	Transferências do SUS (TSUS)	Endividamento no Período Anterior ($ENDIV_{(t-1)}$)	Lei Complementar nº 141/2012 (LC141)
Coeficientes da Equação Geral (6)	0,110***	0,463***	-40,86***	34,84***
ESTADOS	<i>RCL</i>	<i>TSUS</i>	<i>ENDIV_(t-1)</i>	<i>LC141</i>
AC	0,094***	0,633***	-143,76**	
AP	0,118***	-1,154***	-56,77***	136,48***
AM	0,148***		-136,58*	-29,54*
ES	0,079***		-122,11*	119,59***
GO	-0,034*	1,375**		106,16***
PA	0,046*			
PI				37,34*
RJ	0,040**		-54,44*	
RN	0,056***			
RS			-75,34***	81,92***
RR	0,084***		-181,15***	146,02***
SE	0,053*			
TO	0,172***	-1,284***	-685,42***	254,59***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Sistema de Informações sobre Orçamentos Público em Saúde (SIOPS), Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Notas: 1. Valores *per capita* a preços constantes de dezembro/2017, deflacionados pelo IPCA/IBGE.

2. P-valores: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Com o intuito de assimilar possíveis diferenciações estatisticamente significativas entre os coeficientes estimados no modelo geral (6) e estados que destoam daqueles resultados,

realizou-se análise de fatores para todos os estados brasileiros por meio de estimação em mínimos quadrados generalizados.

As variáveis independentes avaliadas foram Receita Corrente Líquida (*RCL*), Transferências do SUS (*TSUS*), Endividamento no Período Anterior ($ENDIV_{(t-1)}$), e, a presença da Lei Complementar nº 141/2012 (*LC141*). Tais variáveis foram selecionadas dado o alto grau de confiabilidade nos resultados do modelo geral (6), sendo estatisticamente significativas à 1% de nível de confiança.

Dessa forma, elaborou-se a Tabela 5, que representa os estados que demonstraram coeficientes estatisticamente significativos dos quais há alguma diferenciação em relação àqueles estimados por meio do modelo geral (6). Conforme demonstrado na Tabela 5, é possível observar que estados da região norte apresentaram maiores diferenciações relevantes em coeficientes se comparados ao modelo geral, tal análise se vincula diretamente ao exposto na Figura 4, que apontou que o padrão de financiamento estadual na região é diferenciado das demais.

É notável que tais resultados coadunam com os achados da Figura 2, no qual no período de 2006 a 2017 foi apresentado que, dadas as variações de renda, em geral positivas à exceção do Rio de Janeiro, a maioria dos estados brasileiros apresentou variação positiva na aplicação de recursos próprios em ações e serviço públicos de saúde.

5. DISCUSSÃO

A associação entre o panorama fiscal no qual o ente estadual está inserido e a alocação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde apresenta heterogeneidade quanto as decisões dos gestores se comparados períodos de crescimento econômico e recessivos.

Evidenciou-se a ocorrência de incremento de receitas estaduais reais *per capita* no período de 2006 a 2017 e, em geral, a tendência ascendente da participação estadual no financiamento do SUS. O que ratifica os achados descritos na literatura nacional (VASQUEZ, 2011; PIOLA, 2016; CASTRO, 2019).

Entretanto, observou-se que o ápice da alocação de recursos orçamentários estaduais na saúde foi em 2014, havendo redução média relativa de 4,47% no período de 2014 a 2017.

A oscilação negativa no período 2014 a 2017 pode ser parcialmente explicada pela diminuição no Produto Interno Bruto, dado que períodos recessivos em geral trazem frustrações de receitas aos entes federativos, em suma, reduções no dinamismo da atividade econômica acarretam menor arrecadação tributária de impostos, o que necessariamente levaria a maiores limitações orçamentárias. (PAULA; PIRES, 2017)

As decisões tomadas pelos gestores estaduais no período de 2006 a 2017 caracterizam-se, em geral, por movimentos pró-cíclicos, determinando que a elevação das disponibilidades de recursos leva a um aumento dos gastos em saúde. A evidência valida observações da literatura internacional referente à forma de gestão das disponibilidades de recursos para a saúde nos países em desenvolvimento (GRANADO; GUPTA; GUPTA, 2010, KEEGAN, 2012), o que pode caracterizar certa carência de estabilizadores automáticos para a manutenção do gasto social em períodos recessivos.

Contudo, na análise comparativa entre os períodos 2006 a 2017 e 2014 a 2017, observou-se o movimento atípico do gasto em saúde nos estados brasileiros, no qual no primeiro período marcado por incrementos na receita de praticamente todos os estados, à exceção do Rio de Janeiro, houve aumento mais que proporcional do gasto público em saúde, ao passo que em momentos de frustração de receita, observada na segunda figura, o gasto em saúde manteve uma tendência de estagnação.

Os achados corroboram com os resultados encontrados por Contarato, Lima e Leal (2019), no qual discute que a recessão não repercutiu da mesma maneira nas despesas

em saúde, que até então mantiveram tendência de crescimento apesar da redução na arrecadação da união e dos estados.

Tais fatores se atrelam diretamente à promulgação da Lei Complementar nº 141/2012, dado que a vinculação entre a aferição de receitas e a estipulação de um patamar mínimo obrigatório de gastos estaduais em saúde acarretam numa tendência pró-cíclica do financiamento da saúde em relação em períodos de crescimento econômico, conforme corrobora Granado, Gupta e Gupta (2010), no qual os autores afirmam que países em desenvolvimento tendem a executar política pró-cíclicas de gastos públicos em saúde e educação, ao contrário de países desenvolvidos nos quais a política tende a ser contracíclica.

Na análise de períodos recessivos inferiu-se que em períodos de redução na arrecadação, a política adotada pelos estados brasileiros tende a ser contracíclica para os gastos em saúde, o que, por sua vez valida os resultados encontrados por Darby e Melitz (2008) e Keegan et al. (2013), em contraposição à Granado, Gupta e Gupta (2010).

Para se medir a relação entre as variações na *APRP* e as oscilações na renda estadual de cada ente estatal, aplicou-se a metodologia adotada por Di Matteo (2003) para o cálculo da elasticidade-renda do gasto em saúde de forma comparativa.

Observou-se que em geral, no período de 2006 a 2017 a elasticidade-renda do gasto em saúde (E_R^S) foi de 1,75, logo, infere-se que para cada 1% de variação da receita corrente líquida per capita, a aplicação com recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde cresceu em 1,75%, apontando uma variação média mais que proporcional.

Somente os estados do Amapá, Goiás, Piauí e Rio Grande do Norte apresentaram valores da E_R^S menores do que 1 para o período, ou seja, apresentaram gastos em saúde inelásticos à renda.

Já para o período de 2014 a 2017, constatou-se uma alteração de paradigma, a E_R^S passou a apresentar valores mais próximos de zero, o que demonstra um incremento da inelasticidade do gasto em saúde. Contudo, sendo o período em pauta caracterizado por variações negativas na Receita Corrente Líquida dos estados, e, que na média dos estados a E_R^S foi de 0,63, logo, se faz possível concluir que em períodos de frustração de receita, os estados brasileiros em geral tendem a manter o grau de alocação de recursos em saúde, validando a gestão focada no gasto social na maioria dos casos.

Na análise do período recessivo, verificou-se que, em média, a Receita Corrente Líquida dos estados sofreu redução de 7,15% ao passo que o gasto com recursos próprios em

saúde reduziu somente 4,47%. Portanto, vislumbrou-se que em períodos de ajuste fiscal a alocação de recursos próprios em saúde varia em menor grau se comparada as oscilações negativas de renda estadual.

O achado contraria parcialmente algumas disposições verificada na literatura científica internacional (GRANADO, 2010), e, demonstra que há tendência de adoção de políticas anticíclicas no gasto social em saúde (DARBY; MELITZ, 2008) dos estados brasileiros em períodos de ajuste fiscal ou redução de receitas, o que determina a priorização do gestor público na alocação de recursos à saúde (REEVES et al., 2014).

Conforme classificação explicitada em Farag, et al (2012), pode-se dizer que no Brasil o gasto com recursos próprios estaduais em saúde é tratado como um bem de luxo em momentos de crescimento econômico, apresentando $E_R^S > 1$, ao passo que é tratado como um bem necessário em momentos recessivos, com $E_R^S < 1$.

Os resultados encontrados contradizem o disposto em Farag, et al (2012), que afirmou que em países de menor poder aquisitivo a E_R^S deverá ser, necessariamente, menor do que a unidade, ou seja, que o gasto em saúde é menos responsivo à ganhos ou perdas na renda. Contudo, depreendeu-se que o aumento da receita no longo prazo acarreta, em geral, em um aumento mais que proporcional na *APRP* dos estados brasileiros.

No caso brasileiro a *RCL* se elevou em 24,25% ao mesmo tempo que a *APRP* registrou incremento de 42,43% no período de 2006 a 2017, registrando-se acréscimos em proporções mais elevadas, ou seja, E_R^S maior do que uma unidade.

Ainda, observou-se que somente quatro estados brasileiros apresentaram E_R^S menor do que um para o período de 2006 a 2017, tais estados possuem características únicas que escapam ao escopo da análise agregada, porém podem ser avaliadas em estudo posterior.

Identificou-se também a crescente participação relativa municipal no gasto total com ações e serviços públicos de saúde. Os achados comprovam a tendência em proporcionar maior autonomia aos entes subnacionais na provisão para o atendimento das necessidades regionais de saúde da população (CASTRO et al., 2019).

Entretanto, cabe ressaltar que a partir de 2015 houve quebra na tendência de crescimento dos gastos municipais, validando os achados em Massuda et al. (2018). Entretanto, apesar das adversidades, a participação municipal permaneceu relativamente do que a estadual.

É importante ressaltar a distinção da região Norte em relação as demais, não compõe o escopo deste trabalho identificar as causas do financiamento estadual na citada região se de mais elevada monta do que das demais. Contudo, tal fato representa uma peculiaridade considerável, na qual os estados da região Norte apresentam um grau de participação mais elevado do que os municípios, e, do que as demais regiões comparativamente.

As demais regiões seguem um padrão semelhante, onde cerca de 40% da aplicação total em saúde advém dos entes estaduais, e 60% dos entes municipais, tal fato se inverte quando analisada a região Norte.

Na modelagem regressiva foi analisada a decisão do governo em alocar recursos na saúde público, tendo em vista o panorama fiscal no qual ele estava inserido. Dessa forma, a equação regressiva contou com fatores de disponibilidade de recursos e endividamento, além da imposição legal acarretada promulgação da Lei Complementar nº 141/2012.

Assim, foram realizadas seis estimações para o modelo geral, incluindo variáveis a cada estimação, conforme demonstração exposta em Reeves et al. (2014). Dessa forma, verificou-se que a receita corrente líquida (*RCL*) e transferências do SUS (*TSUS*) apresentaram impactos positivos na aplicação de recursos à saúde. Contudo, não foi identificada significância estatística relevante para o impacto dos gastos municipais sobre a decisão do gestor estadual.

Os resultados indicam que o coeficiente da relação direta entre a *RCL* é de 0,11, o que demonstra que para cada uma unidade de *RCL*, em termos reais per capita, adicionada ao orçamento do estado, cerca de 11% dessa arrecadação será destinada à saúde pública. É interessante ressaltar que legalmente os estados devem aplicar o mínimo de 12% da arrecadação própria em ações e serviços públicos de saúde (BRASIL, 2012), dessa forma o resultado encontrado aproxima-se do esperado, dado que alguns estados aplicam valores acima do mínimo definido.

Os resultados referentes à receita corroboram a relação diretamente proporcional encontrada em estudos realizados (CYLUS; MLADOVSKY; MCKNEE, 2012, REEVES et al., 2014), contudo os valores dos coeficientes encontrados para os estados brasileiros são maiores do que aqueles encontrados para os países europeus.

Já as *TSUS* apresentaram resultado geral positivo, dado que a aplicação do governo federal tende a incentivar o aumento de gasto estadual, o coeficiente de 0,46 indica

certo dinamismo positivo na relação, ao invés de possível substituição de fontes de gasto caso o sinal do coeficiente fosse negativo.

Conforme Vasquez (2011), as transferências federais condicionadas devem exercer papel na coordenação federativa, fornecendo incentivos para a implantação de políticas nacionais descentralizadas, logo, o valor positivo do coeficiente de TSUS corrobora tal afirmação, dado que os estados tendem a aplicar mais recursos a fim de fomentar as ações nas quais a União destina recursos a serem aplicados.

Ademais, observou-se que a relação entre a aplicação estadual e municipal não apresentou relevância estatística significativa na associação com a decisão de alocação do gestor estadual. Tal fato demonstra que não há *trade-off* entre o financiamento estadual e municipal na saúde, ambos atuam de forma independente e conjunta na alocação orçamentária.

A situação fiscal no qual o ente estadual se encontra impacta diretamente na alocação de recursos próprios à saúde. A relação demonstra que, no escopo de possibilidades de alocação de recursos do gestor público estadual, em havendo períodos de elevado endividamento, opta-se por contingenciar gastos em saúde como medida cautelar para a realização de ajustes fiscais, validando o descrito por Reeves et al. (2014).

Demonstrou-se que estados mais endividados tendem a aplicar menor parcela de recursos próprios em saúde, o coeficiente do endividamento no período anterior foi de R\$ 40,86 negativos, em termos *per capita*, para cada ponto observado na relação RCL/DCL, corroborando com os achados de Keegan et al. (2013).

Ressalta-se que os resultados encontrados apontam para a positividade do impacto da regulação da Emenda Constitucional nº 29/2000 quanto à aplicação de recursos próprios em saúde. O coeficiente da variável *dummy* LC141 apontou crescimento médio de R\$ 34,84 *per capita* para a alocação de recursos próprios estaduais após a sua entrada em vigor.

Contudo, a garantia de aplicação de parcela das receitas na saúde não impede, necessariamente, a redução da oferta de recursos financeiros à saúde, sabendo-se que situações fiscais recessivas, caracterizadas por reduções no PIB acompanhadas de reduções de receita, impactam diretamente na disponibilidade de recursos próprios estaduais para o financiamento de ações e serviços públicos de saúde.

Ademais, foi estimado o modelo regionalizado para a aplicação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde, encontrando-se que estados da região Norte possuem maior propensão a alocar recursos na saúde pública.

Ao se incluir as variáveis *dummy* regionais observou-se que a relação entre a aplicação de recursos e os gastos municipais passou a ser estatisticamente significativa, apresentando coeficiente positivo de 0,10, o que indicou o incentivo de aplicação em conjunto ao invés da substituição ou troca de fontes de recursos.

Para análise da metodologia de financiamento do SUS, que é de característica tripartite na qual todos os entes participam (LIMA, 2007), é interessante ressaltar como ambas esferas operam em conjunto para elevar a oferta de recursos à saúde, conforme Castro et al. (2019), entre 1989 e 2014, o volume de recursos destinados aumentou 149%, apresentando contrapartidas efetivas na melhoria da assistência à saúde e qualidade de vida da população.

O modelo apresentou que os estados da região Norte aplicam mais recursos em ASPs do que os estados compreendidos nas demais regiões, sendo a região Nordeste a de menor diferenciação, apresentando coeficiente negativo de R\$ 63,83 *per capita*.

As regiões Sul e Sudeste apresentaram maiores coeficientes negativos, sendo estes R\$ 134,60 e R\$ 113,51, respectivamente, ao passo que a região Centro-Oeste apresentou coeficiente intermediário negativo de R\$ 94,14 *per capita*.

Ressalta-se que apesar dos coeficientes negativos das regiões modeladas, não se pode concluir que estas aplicam necessariamente menos recursos próprios em saúde, em termos absolutos, do que aqueles da região Norte, tão somente, observa-se que estados localizados na região Norte tendem a aplicar mais recursos se comparado às demais regiões, sabendo-se que outros fatores impactam na *APRP*, como a *RCL*, a *APSUSM* e o $ENDIV_{(t-1)}$.

Entretanto, pode-se concluir que existem características na região Norte que a diferencia das demais, tais características não foram captadas integralmente por meio da análise da gestão fiscal, sendo necessária avaliação mais pormenorizada da metodologia de oferta de recursos e assistência à saúde da região.

Para captar possíveis diferenciações significativas entre o coeficiente geral e estados que apresentaram distinções em relação à média geral estimada, realizou-se a análise de fatores no modelo, na qual apurou-se as diferenciações significativas para observação das heterogeneidades mais relevantes.

Inicialmente, na análise da *RCL* observou-se que os estados do Rio de Janeiro e Espírito Santo apresentaram ou redução ou variação nula na renda, o que tornou os coeficientes encontrados à menor do que os apresentados no modelo geral fator positivo para

a alocação de recursos na saúde, medida protetiva adotada para preservação do gasto social em saúde em meio ao ajuste fiscal necessário.

Os estados do Rio Grande do Norte, Goiás e Sergipe apresentaram coeficiente da *RCL* a menor do que o esperado em relação à variável dependente *APRP*, o que indica a não priorização do gasto em saúde pública em detrimento de outras áreas de atuação governamental, dado que a *RCL* foi positiva no período.

As diferenciações relativas as *TSUS* indicam que a gestão dos estados do Tocantins e do Amapá, por apresentarem sinais negativos estatisticamente significantes, foram os únicos a apresentar certo grau de substituição entre aplicações de recursos federais e recursos próprios estaduais na saúde, ou seja, caso a União atue com mais vigor, estes tendem a reduzir seus gastos em *ASPS*, ou vice-versa, tal relação de *trade-off* tende a manter o *status quo* da saúde pública na região, dado que há tendência de substituição de fontes de financiamento sem aumento efetivo no gasto.

Já para os estados do Acre e Goiás, percebe-se que uma relação mais forte entre a *APRP* e *TSUS*, o que aponta certo grau de incentivo na alocação de recursos, ou seja, quanto mais recurso for aportado pela União, maior será o aporte do estado como forma de acrescentar e aprimorar as ações de saúde.

Observando-se as questões do endividamento, é interessante pautar que todos os estados que apresentaram diferenciações significativas nos coeficientes registraram relações a maior em termos de impacto do que aquelas do modelo geral.

Em geral, quanto maior a herança de endividamento, representada pelo $ENDIV_{(t-1)}$, maior a contenção de gastos sociais, nestes incluído os da saúde, diante disso, os estados do Acre, Amazonas, Espírito Santo, Roraima e Tocantins apresentaram coeficientes muito superiores àqueles encontrados na média.

Dessa forma, observou-se que a gestão dos referidos estados tende a penalizar mais o gasto social em saúde em razão do reequilíbrio financeiro-orçamentário do governo, em casos de elevação do endividamento.

Cabe ressaltar que a magnitude da pena imposta depende de fatores como a decisão legislativa de aprovação do volume total de gastos por meio da Lei Orçamentária Anual frente à magnitude do endividamento.

Como exemplo podemos citar o Tocantins, que apresentou *ENDIV* mínimo de 0,08 e máximo de 0,40 com desvio-padrão de 0,103, sendo considerado de baixa oscilação

para o período de 2006 a 2017, apesar de o coeficiente diferencial indicar alta reação inversa entre endividamento e aplicação, observa-se que o endividamento se manteve em patamares baixos, o que nos permite afirmar que o grau de reação fiscal é fortemente elevado em relação aos demais estados.

A reação mais enérgica em relação a oscilações no endividamento pode indicar uma gestão mais ativa em função da manutenção do equilíbrio econômico-financeiro e saneamento das contas estaduais, tanto no que concerne ao contingenciamento ou controle do gasto social em momentos de elevado endividamento, quanto na elevação do gasto social quando o endividamento é reduzido.

Finalmente, as diferenciações encontradas em relação à promulgação da *LC141*, apontam que à exceção do Amazonas, que apresentou frustração de receita concomitante com redução na *APRP* entre 2012 e 2017, os estados reagiram de forma positiva, havendo a eficácia da legislação sido diferenciada nos estados do Amapá, Espírito Santo, Goiás, Roraima e Tocantins.

Os estados que apresentaram coeficientes de maior magnitude positiva reagiram de forma mais contundente à promulgação legal, seja para o alcance do mínimo de 12% de aplicação de recursos próprios em *ASPS*, seja pela melhoria do volume e qualidade do gasto.

Por fim, evidenciou-se que os impactos positivos da promulgação da Lei Complementar nº 141/2012 foram captados em todos os modelos, tão somente o estado do Amazonas apresentou variação negativa, porém tal estado aplicou cerca de 23% a 19% de sua receita no período em ações e serviços públicos de saúde, valor muito além do mínimo estipulado pela referida legislação, o que providenciou certa margem para eventuais cortes.

6. CONCLUSÕES

Baseado nas análises descritivas e nos modelos elaborados, o presente capítulo aborda as principais conclusões a respeito da alocação de recursos próprios estaduais em ações e serviços públicos de saúde e os impactos dos fatores fiscais sobre a decisão da alocação.

A partir dos resultados constatou-se que no período de 2006 a 2017 ocorreram aumentos reais na alocação de recursos na saúde em todos os estados e regiões. A relação entre receita corrente líquida e aplicação de recursos é direta, conforme esperado, e períodos de crescimento levam, em geral, a períodos de incremento do gasto social.

Ocorre que, ao se examinar o período recessivo de 2014 a 2017, observou-se alterações na relação entre a receita e o gasto em saúde, por meio do cálculo da elasticidade-renda do gasto em saúde foi possível notar que em períodos recessivos os estados tendem a manter o gasto social, reduzindo a alocação orçamentária em outros setores.

Os resultados encontrados apontam que a alocação de recursos na saúde dos estados brasileiros tem característica pró-cíclica em períodos de crescimento econômico e contracíclica em períodos recessivos, tal fato indica a priorização da saúde nos orçamentos governamentais.

Verificou-se que as regiões brasileiras apresentam diferenciações em relação a alocação de recursos, na região Norte os municípios aplicam cerca de 40% dos recursos financeiros na saúde, ao passo que os estados aplicam 60%, tal fato se inverte nas demais regiões.

Na modelagem geral observou-se que as variáveis de receita corrente líquida, transferências do SUS, endividamento no período anterior e Lei Complementar nº 141/2012 foram relevantes na tomada de decisão do gestor estadual em alocar recursos na saúde.

Na análise regional foi possível ressaltar que a região Norte apresentou maior índice de aplicação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde, entretanto, tais recursos são necessários para compensar a falta de aplicação de recursos municipais para o provimento da saúde pública na região.

De maneira geral, se faz possível concluir que os indicadores fiscais e econômicos estão associados e associações e impactam diretamente a decisão do gestor público estadual na alocação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde. Tais fatores como

receita corrente líquida, transferências do SUS e endividamento alteram o volume de recursos que o gestor pretende ofertar.

A receita e transferências do SUS tem vinculação positiva e diretamente proporcional à alocação de recursos próprios estaduais na saúde, porém o endividamento atua como fator redutor sobre a mesma variável. Em geral, não foram observadas significância estatística na associação entre alocação estadual e municipal.

Ainda, constatou-se que a promulgação da Lei Complementar nº 141/2012 apresentou resultados positivos quanto ao crescimento da alocação de recursos na saúde além da melhoria na qualidade do gasto dos estados brasileiros.

Isso posto, sugere-se que pesquisas futuras sejam pormenorizadas as diferenciações de alocação por região brasileira. Outrossim, pode ser interessante abordar a questão do financiamento junto a resultados em saúde, caracterizando questões de eficiência e eficácia do gasto nos estados brasileiros, além do ciclo político de alteração governamental, tais resultados podem influenciar os achados deste trabalho.

Por fim, conclui-se que apesar dos avanços no incremento da participação estadual no financiamento do SUS, deve-se atentar para as condições fiscais na qual o ente subnacional se insere, o que torna a arrecadação e o equilíbrio financeiro-orçamentário dos estados federativos fator relevante para a decisão do gestor público na alocação de recursos próprios em ações e serviços públicos de saúde.

REFERÊNCIAS

- BARBOSA, A.P.; TARDIVO, C.R.F.; BARBOSA, E.C. Mecanismos de Controle da Gestão do SUS à Luz da Lei Complementar Nº 141, de 2012. **Administração Pública e Gestão Social**, v.8, n.1, 66-74, 2016.
- BARROS, M.B.A.; GOLDBAUM, M. Desafios do envelhecimento em contexto de desigualdade social. **Revista de Saúde Pública**, v.52, 2018.
- BONNET, F.; EHMKE, E.; HAGEMER, K. Social security in times of crisis. **International Social Security Review**, v.63, 2010.
- CASTRO, M.C. et al. Brazil's unified health system: the first 30 years and prospects for the future. **The Lancet**, v.394, p. 345-356, 2019.
- CONTARATO, P.C.; LIMA, L.D.; LEAL, R.M. Crise e federalismo: tendências e padrões regionais das receitas e despesas em saúde dos estados brasileiros. **Revista Ciência & Saúde Coletiva**, v. 24, n.12, p. 4415-4426, 2019.
- CYLUS, J.; MLADOVSKY P.; MCKNEE M. Is There a Statistical Relationship between Economic Crises and Changes in Government Health Expenditure Growth? An Analysis of Twenty-Four European Countries. **Health Services Research**, v.47, n.6, 2012.
- BRASIL. Emenda Constitucional nº 29, de 13 de setembro de 2000. Altera os artigos 34, 35, 156, 160, 167 e 198 da Constituição Federal e acrescenta artigo ao Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para assegurar os recursos mínimos para o financiamento das ações e serviços públicos de saúde. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 1 set. 2000. Seção 1.
- BRASIL. Lei Complementar nº 141, de 13 de janeiro de 2012. Regulamenta o § 3o do art. 198 da Constituição Federal para dispor sobre os valores mínimos a serem aplicados anualmente pela União, Estados, Distrito Federal e Municípios em ações e serviços públicos de saúde; estabelece os critérios de rateio dos recursos de transferências para a saúde e as normas de fiscalização, avaliação e controle das despesas com saúde nas 3 (três) esferas de governo; revoga dispositivos das Leis nos 8.080, de 19 de setembro de 1990, e 8.689, de 27 de julho de 1993; e dá outras providências. Diário Oficial da União, Brasília, DF, jan. 2012. Seção 1:2.
- BRASIL. Resolução do Senado Federal nº 40, de 20 de dezembro de 2001. Dispõe sobre os limites globais para o montante da dívida pública consolidada e da dívida pública mobiliária dos estados, do distrito federal e dos municípios, em atendimento ao disposto no artigo 52, VI e IX, da Constituição Federal. Diário Oficial da União, Brasília, DF, dez. 2001. Seção 1:6.
- COSTA, N.R. Austeridade, predominância privada e falha de governo na saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.22, n.4, p. 1065-1074, 2017.
- DARBY, J.; MELITZ, J. Social expenditure and automatic stabilisers in the OECD. **Oxford Review of Economic Policy**, v.23, n.56, 715-756, 2008.

- DI MATTEO, L. The income elasticity of health care pending: A comparison of parametric and nonparametric approaches. **European Journal of Health Economics**, v.4, 20–29, 2003.
- GRANADO, J.A.; GUPTA, J.A.; GUPTA, S. Is Social Spending Procyclical? **IMF Working Paper**, 2010.
- HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, v.46, n.6, 1978.
- DRUKKER, D.M. Testing for serial correlation in linear panel-data Models. **The Stata Journal**, n.3, n.2, p. 168-177, 2003.
- FAVERET, A.C.S.C. A vinculação constitucional de recursos para a saúde: avanços, entraves e perspectivas. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.8, n.2, p. 371-378, 2003.
- FARAG, M. et al. The income elasticity of health care spending in developing and developed countries. **International Journal of Health Care Finance and Economics**, v.12, p. 145–162, 2012.
- HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. **The Stata Journal**, v.7, n.3, 281-312, 2007.
- KARANIKOLOS, M. et al. Financial crisis, austerity, and health in Europe. **Lancet**, v. 38, p. 1323–31, 2013.
- KEEGAN, C. et al. Measuring recession severity and its impact on healthcare expenditure. **International Journal of Health Care Finance and Economics**, v.13, n.2, p. 139-155, 2013.
- LIMA, L.D. Conexões entre o federalismo fiscal e o financiamento da política de saúde no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.12, n.2, p. 511-522, 2007.
- MASSUDA, A. et al. The Brazilian health system at crossroads: progress, crisis and resilience. **BMJ Global Health**, v. 829, 2018.
- MENDES, A.; CARNUT, L. Capitalismo contemporâneo em crise e sua forma política: o subfinanciamento e o gerencialismo na saúde pública brasileira. **Saúde e Sociedade**, v.27, n.4, p. 1105-1119, 2018.
- PAULA, L.F.; PIRES, M. Crise e Perspectivas para a economia brasileira. **Estudos Avançados**, n.31, 2017.
- PESSOA, M.M.A.C.S, SANTOS, F.E.L.A. **Limites ao endividamento e sustentabilidade fiscal: o caso dos governos estaduais**. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão n. 2232, 2016.
- PEREIRA, B.L.S.; OLIVEIRA A.C.R.; FALEIROS D.R. Portaria 3992/2017: desafios e avanços para gestão dos recursos no Sistema Único de Saúde. **Revista de Saúde Pública**, v.53, 2019.

PIOLA, S.F.; FRANÇA, J.R.M.; NUNES, A. Os efeitos da Emenda Constitucional 29 na alocação regional dos gastos públicos no Sistema Único de Saúde no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.21, n.2, p. 411-421, 2016.

REEVES, A. et al. The political economy of austerity and healthcare: Cross-national analysis of expenditure changes in 27 European nations 1995–2011. **Health Policy**, v.115, p. 1–8. 2014.

SANTOS, I.S.; VIEIRA, F.S. Direito à saúde e austeridade fiscal: o caso brasileiro em perspectiva internacional. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.23, n.7, 2018.

SOARES, A. Paradigma de financiamento do SUS no estado de São Paulo: uma análise regional. **Revista de Saúde Pública**, v.53, 2019.

VASQUEZ, D.A. Efeitos da regulação federal sobre o financiamento da saúde. **Cadernos de Saúde Pública**, v.27, n.6, p. 1201-1212, 2011.

WENZL, M.; NACI, H.; MOSSIALOS, E. Health policy in times of austerity — A conceptual framework forevaluating effects of policy on efficiency and equity illustrated with examples from Europe since 2008. **Health Policy**, v.121, p. 947–954, 2017.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2ª edição. MIT Press, 2010.

ANEXOS

ANEXO A – TESTES ESTATÍSTICOS PARA DEFINIÇÃO DO MODELO

```
. xtunitroot llc aprp
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for aprp
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 26
Ha: Panels are stationary          Number of periods = 12
```

```
AR parameter: Common              Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance:   Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-8.5066	
Adjusted t*	-4.8411	0.0000

```
.
```

```
. xtunitroot llc rclstn
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for rclstn
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 26
Ha: Panels are stationary          Number of periods = 12
```

```
AR parameter: Common              Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance:   Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-11.3515	
Adjusted t*	-7.2799	0.0000

```
.
```

```
. xtunitroot llc dcl
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for dcl
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 26
Ha: Panels are stationary          Number of periods = 12
```

```
AR parameter: Common              Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance:   Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-6.7674	
Adjusted t*	-2.9318	0.0017

. xtunitroot llc tsus

Levin-Lin-Chu unit-root test for tsus

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 26
Ha: Panels are stationary Number of periods = 12

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-10.5112	
Adjusted t*	-5.3784	0.0000

.

. xtunitroot llc apsusm

Levin-Lin-Chu unit-root test for apsusm

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 26
Ha: Panels are stationary Number of periods = 12

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-11.1289	
Adjusted t*	-8.5141	0.0000

.

. xtunitroot llc endiv_t_1

Levin-Lin-Chu unit-root test for endiv_t_1

Ho: Panels contain unit roots Number of panels = 26
Ha: Panels are stationary Number of periods = 12

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-11.3006	
Adjusted t*	-7.0641	0.0000

```
. xtcointtest kao aprp rclstn dcl endiv_t_1 tsus apsum lc141
```

Kao test for cointegration

```

Ho: No cointegration          Number of panels      =    26
Ha: All panels are cointegrated Number of periods      =    10

Cointegrating vector: Same
Panel means:      Included          Kernel:      Bartlett
Time trend:      Not included       Lags:      1.27 (Newey-West)
AR parameter:    Same              Augmented lags: 1

```

	Statistic	p-value
Modified Dickey-Fuller t	-0.0720	0.4713
Dickey-Fuller t	-1.8250	0.0340
Augmented Dickey-Fuller t	0.7585	0.2241
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-5.2129	0.0000
Unadjusted Dickey-Fuller t	-4.9349	0.0000

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

```

Ho: Constant variance
Variables: fitted values of aprp

```

```

chi2(1)      =    67.96
Prob > chi2  =    0.0000

```

```
.
. imtest, white
```

White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

```

chi2(26)     =    124.26
Prob > chi2  =    0.0000

```

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	124.26	26	0.0000
Skewness	30.06	6	0.0000
Kurtosis	9.41	1	0.0022
Total	163.73	33	0.0000


```
. xtcsd, pesaran abs
```

```
Pesaran's test of cross sectional independence = 1.571, Pr = 0.1161
```

```
Average absolute value of the off-diagonal elements = 0.336
```

```
. xthrttest
```

```
Heteroskedasticity-robust Born and Breitung (2016) HR-test as postestimation
```

```
Panelvar: state
```

```
Timevar: ano
```

Variable	HR-stat	p-value	N	maxT	balance?
Post Estimation	0.33	0.741	26	12	balanced

```
Notes: Under H0, HR ~ N(0,1)
```

```
H0: No first-order serial correlation.
```

```
Ha: Some first order serial correlation.
```

```
. xttest
```

```
Inoue and Solo (2006) LM-test as postestimation
```

```
Panelvar: state
```

```
Timevar: ano
```

```
p (lags): 2
```

Variable	IS-stat	p-value	N	maxT	balance?
Post Estimation	23.60	0.313	26	12	balanced

Post Estimation: N(26) is close to the dimension of H0(21), results unreliable. Consider xtqptest.

```
Notes: Under H0, LM ~ chi2(p*T-p(p+1)/2)
```

```
H0: No auto-correlation of any order.
```

```
Ha: Auto-correlation up to order 2.
```

```
. xtserial aprp rclstn dcl endiv_t_1 tsus apsusm lc141
```

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
F( 1, 25) = 1.601
```

```
Prob > F = 0.2175
```

```
Bias-corrected Born and Breitung (2016) Q(p)-test as postestimation
```

```
Panelvar: state
```

```
Timevar: ano
```

```
p (lags): 2
```

Variable	Q(p)-stat	p-value	N	maxT	balance?
Post Estimation	6.40	0.041	26	12	balanced

```
Notes: Under H0, Q(p) ~ chi2(p)
```

```
H0: No serial correlation up to order p.
```

```
Ha: Some serial correlation up to order p.
```


d13	-217.3397	42.37755	-5.13	0.000	-300.3982	-134.2812
d14	-130.4223	43.77478	-2.98	0.003	-216.2193	-44.62532
d15	-154.7699	43.83716	-3.53	0.000	-240.6892	-68.85064
d16	-108.5079	40.97256	-2.65	0.008	-188.8127	-28.20319
d17	-168.5375	45.87173	-3.67	0.000	-258.4445	-78.6306
d18	-284.2057	43.30625	-6.56	0.000	-369.0843	-199.327
d19	-106.9309	41.83852	-2.56	0.011	-188.9328	-24.92887
d20	-267.1217	48.481	-5.51	0.000	-362.1427	-172.1007
d21	-157.0085	30.65102	-5.12	0.000	-217.0834	-96.93362
d22	-9.161498	22.13788	-0.41	0.679	-52.55094	34.22794
d23	-185.6793	40.87097	-4.54	0.000	-265.7849	-105.5737
d24	-161.2872	36.25884	-4.45	0.000	-232.3532	-90.22114
d25	-212.4852	43.98999	-4.83	0.000	-298.704	-126.2664
d26	23.56452	25.15698	0.94	0.349	-25.74225	72.8713
_cons	148.8629	55.81278	2.67	0.008	39.47183	258.2539
<hr/>						
sigma_u	0					
sigma_e	42.402604					
rho	0 (fraction of variance due to u_i)					

```
. testparm d2 d3 d4 d5 d6 d7 d8 d9 d10 d11 d12 d13 d14 d15 d16 d17 d18 d19 d20 d21 d22 d23 d24 d25 d26
```

```
( 1) d2 = 0
( 2) d3 = 0
( 3) d4 = 0
( 4) d5 = 0
( 5) d6 = 0
( 6) d7 = 0
( 7) d8 = 0
( 8) d9 = 0
( 9) d10 = 0
(10) d11 = 0
(11) d12 = 0
(12) d13 = 0
(13) d14 = 0
(14) d15 = 0
(15) d16 = 0
(16) d17 = 0
(17) d18 = 0
(18) d19 = 0
(19) d20 = 0
(20) d21 = 0
(21) d22 = 0
(22) d23 = 0
(23) d24 = 0
(24) d25 = 0
(25) d26 = 0
```

```
chi2( 25) = 436.38
Prob > chi2 = 0.0000
```

ANEXO B – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO GERAL

```
. xtgls aprp rclstn
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
```

```
Panels: homoskedastic
```

```
Correlation: no autocorrelation
```

```
Estimated covariances      =          1      Number of obs      =          312
Estimated autocorrelations =          0      Number of groups   =          26
Estimated coefficients      =          2      Time periods      =          12
Log likelihood              = -1802.879     Wald chi2(1)      =       1433.94
                          Prob > chi2      =          0.0000
```

aprp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rclstn	.1319432	.0034844	37.87	0.000	.125114	.1387724
_cons	-52.55577	11.8582	-4.43	0.000	-75.79742	-29.31412

```
.
```

```
. estimates store step1
```

```
.
```

```
. xtgls aprp rclstn tsus
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
```

```
Panels: homoskedastic
```

```
Correlation: no autocorrelation
```

```
Estimated covariances      =          1      Number of obs      =          312
Estimated autocorrelations =          0      Number of groups   =          26
Estimated coefficients      =          3      Time periods      =          12
Log likelihood              = -1776.467     Wald chi2(2)      =       1756.03
                          Prob > chi2      =          0.0000
```

aprp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rclstn	.1121533	.0041296	27.16	0.000	.1040593	.1202472
tsus	.6368618	.0839441	7.59	0.000	.4723343	.8013892
_cons	-67.19393	11.0652	-6.07	0.000	-88.88132	-45.50653

```
.
```

```
. estimates store step2
```

```
. xtgls aprp rclstn tsus apsusm
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
Panels:       homoskedastic
Correlation:  no autocorrelation
```

```
Estimated covariances   =          1      Number of obs   =          312
Estimated autocorrelations =          0      Number of groups =          26
Estimated coefficients   =          4      Time periods    =          12
Log likelihood           = -1775.285      Wald chi2(3)    =       1771.76
                          Prob > chi2     =          0.0000
```

aprp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rclstn	.1134855	.0042039	27.00	0.000	.105246	.1217251
tsus	.5825606	.0907505	6.42	0.000	.404693	.7604282
apsusm	-.0444201	.0288318	-1.54	0.123	-.1009295	.0120892
_cons	-41.57216	19.95202	-2.08	0.037	-80.6774	-2.466928

```
.
. estimates store step3
```

```
. xtgls aprp rclstn tsus apsusm dcl
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
Panels:       homoskedastic
Correlation:  no autocorrelation
```

```
Estimated covariances   =          1      Number of obs   =          312
Estimated autocorrelations =          0      Number of groups =          26
Estimated coefficients   =          5      Time periods    =          12
Log likelihood           = -1758.247      Wald chi2(4)    =       2012.25
                          Prob > chi2     =          0.0000
```

aprp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rclstn	.1154561	.003994	28.91	0.000	.107628	.1232843
tsus	.5868734	.0859305	6.83	0.000	.4184528	.755294
apsusm	.0112315	.0288319	0.39	0.697	-.045278	.067741
dcl	-.0127176	.0021194	-6.00	0.000	-.0168715	-.0085637
_cons	-49.45243	18.93724	-2.61	0.009	-86.56875	-12.33612

```
. estimates store step4
```

```
. xtgls aprp rclstn tsus apsusm dcl endiv_t_1
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
Panels:       homoskedastic
Correlation:  no autocorrelation
```

```
Estimated covariances   =          1          Number of obs   =          312
Estimated autocorrelations =          0          Number of groups  =          26
Estimated coefficients   =          6          Time periods     =          12
Log likelihood           = -1749.679         Wald chi2(5)     =       2143.47
                          =                  Prob > chi2     =          0.0000
```

aprp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rclstn	.1094972	.0041371	26.47	0.000	.1013887	.1176058
tsus	.5130682	.0854323	6.01	0.000	.3456239	.6805125
apsusm	-.0019582	.0282264	-0.07	0.945	-.057281	.0533646
dcl	.0015852	.0039831	0.40	0.691	-.0062216	.009392
endiv_t_1	-51.08969	12.17298	-4.20	0.000	-74.94829	-27.23108
_cons	-6.332525	21.09527	-0.30	0.764	-47.6785	35.01345

```
.
. estimates store step5
```

```
. xtgls aprp rclstn tsus apsusm dcl endiv_t_1 lc141
```

```
Cross-sectional time-series FGLS regression
```

```
Coefficients: generalized least squares
Panels:       homoskedastic
Correlation:  no autocorrelation
```

```
Estimated covariances   =          1          Number of obs   =          312
Estimated autocorrelations =          0          Number of groups  =          26
Estimated coefficients   =          7          Time periods     =          12
Log likelihood           = -1741.506         Wald chi2(6)     =       2275.54
                          =                  Prob > chi2     =          0.0000
```

aprp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rclstn	.110948	.0040457	27.42	0.000	.1030187	.1188774
tsus	.4632736	.0841064	5.51	0.000	.2984281	.6281191
apsusm	-.0574145	.0306483	-1.87	0.061	-.1174841	.0026551
dcl	-.000447	.0039117	-0.11	0.909	-.0081138	.0072199
endiv_t_1	-40.86486	12.11807	-3.37	0.001	-64.61583	-17.11388
lc141	34.84001	8.504625	4.10	0.000	18.17125	51.50877
_cons	6.107653	20.773	0.29	0.769	-34.60668	46.82198

```
. estimates store step6
```

```
. estimates table step1 step2 step3 step4 step5 step6
```

Variable	step1	step2	step3	step4	step5	step6
rclstn	.13194316	.11215326	.11348553	.11545615	.10949723	.11094804
tsus		.63686178	.5825606	.58687337	.51306822	.4632736
apsusm			-.04442013	.01123153	-.00195818	-.05741451
dcl				-.0127176	.0015852	-.00044696
endiv_t_1					-51.089685	-40.864855
lc141						34.84001
_cons	-52.555772	-67.193929	-41.572162	-49.452434	-6.3325249	6.1076527

ANEXO C – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO REGIONAL

```
. xtgls aprp_ rcl_stn tsus apsusm dcl endiv_t_1 lcl141 rs rco rne rse
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: homoskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	312
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	11	Time periods	=	12
			Wald chi2(10)	=	2944.82
Log likelihood	=	-1705.62	Prob > chi2	=	0.0000

aprp_	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rcl_stn	.0972144	.0046733	20.80	0.000	.0880549	.1063739
tsus	.5604802	.0784379	7.15	0.000	.4067448	.7142156
apsusm	.1057237	.0345206	3.06	0.002	.0380646	.1733829
dcl	.0009263	.0035585	0.26	0.795	-.0060482	.0079009
endiv_t_1	-18.35455	11.09686	-1.65	0.098	-40.104	3.394903
lcl141	18.76461	7.932466	2.37	0.018	3.217264	34.31196
rs	-134.601	15.80336	-8.52	0.000	-165.575	-103.6269
rco	-94.14081	16.39286	-5.74	0.000	-126.2702	-62.0114
rne	-63.83033	12.62915	-5.05	0.000	-88.58301	-39.07766
rse	-113.5198	15.09862	-7.52	0.000	-143.1126	-83.9271
_cons	4.322519	22.04347	0.20	0.845	-38.88189	47.52693

ANEXO D – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO POR FATORES

```
. xtgls aprp i.STATE#(c.rcl_stn c.tsus c.endiv_t_1 c.lc141) dcl apsism
```

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: homoskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	312
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	26
Estimated coefficients	=	107	Time periods	=	12
Log likelihood	=	-1470.677	Wald chi2(106)	=	14372.55
			Prob > chi2	=	0.0000

aprp_	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
STATE#c.rcl_stn						
ACRE	.0940766	.0157053	5.99	0.000	.0632949	.1248583
ALAGOAS	.0433402	.0522036	0.83	0.406	-.058977	.1456573
AMAPÁ	.1188534	.0102207	11.63	0.000	.0988211	.1388857
AMAZONAS	.1483526	.0225147	6.59	0.000	.1042246	.1924806
BAHIA	.0431595	.0551431	0.78	0.434	-.0649189	.151238
CEARÁ	.0732898	.0466021	1.57	0.116	-.0180486	.1646282
ESPÍRITO SANTO	.0797743	.0285157	2.80	0.005	.0238846	.135664
GOIÁS	-.0345894	.0185682	-1.86	0.062	-.0709824	.0018037
MARANHÃO	.0105139	.0755369	0.14	0.889	-.1375358	.1585635
MATO GROSSO	.0275858	.0216881	1.27	0.203	-.014922	.0700936
MATO GROSSO DO SUL	.0288018	.0289576	0.99	0.320	-.0279539	.0855576
MINAS GERAIS	-.0326375	.0404665	-0.81	0.420	-.1119503	.0466754
PARANÁ	.0195014	.0587034	0.33	0.740	-.0955552	.134558
PARAÍBA	.0237832	.0286428	0.83	0.406	-.0323556	.079922
PARÁ	.0461143	.0260131	1.77	0.076	-.0048706	.0970991
PERNAMBUCO	.0115864	.0769162	0.15	0.880	-.1391667	.1623394
PIAUI	.0109384	.0401556	0.27	0.785	-.0677651	.0896419
RIO DE JANEIRO	.0401814	.0175088	2.29	0.022	.0058648	.0744979
RIO GRANDE DO NORTE	.0565539	.0205397	2.75	0.006	.0162967	.096811
RIO GRANDE DO SUL	.0455392	.0373014	1.22	0.222	-.0275703	.1186487
RONDÔNIA	.0348907	.0219139	1.59	0.111	-.0080597	.0778411
RORAIMA	.0841699	.0082528	10.20	0.000	.0679947	.100345
SANTA CATARINA	.0340906	.0238305	1.43	0.153	-.0126162	.0807975
SERGIPE	.0537571	.0310633	1.73	0.084	-.0071259	.11464
SÃO PAULO	.0384105	.0259296	1.48	0.139	-.0124107	.0892316
TOCANTINS	.1722921	.0197332	8.73	0.000	.1336158	.2109683
STATE#c.tsus						
ACRE	.6339237	.2512703	2.52	0.012	.1414429	1.126404
ALAGOAS	-.5061596	.9373043	-0.54	0.589	-2.343242	1.330923
AMAPÁ	-1.154279	.2736304	-4.22	0.000	-1.690585	-.6179736
AMAZONAS	-.3306942	.370828	-0.89	0.373	-1.057504	.3961154
BAHIA	-.2814129	.7028139	-0.40	0.689	-1.658903	1.096077
CEARÁ	-.8369847	1.164787	-0.72	0.472	-3.119925	1.445955
ESPÍRITO SANTO	-.508212	.5974164	-0.85	0.395	-1.679127	.6627026
GOIÁS	1.375068	.622504	2.21	0.027	.1549826	2.595153
MARANHÃO	.1108439	1.714743	0.06	0.948	-3.24999	3.471678
MATO GROSSO	.116618	.6871889	0.17	0.865	-1.230247	1.463483
MATO GROSSO DO SUL	.7940085	.9285732	0.86	0.393	-1.025962	2.613978
MINAS GERAIS	.5687692	.5554256	1.02	0.306	-.5198449	1.657383
PARANÁ	-.4080768	1.562453	-0.26	0.794	-3.470429	2.654275
PARAÍBA	1.148591	.9396394	1.22	0.222	-.6930683	2.990251
PARÁ	-.4223496	.5928258	-0.71	0.476	-1.584267	.7395677
PERNAMBUCO	.7740903	.7369283	1.05	0.294	-.6702626	2.218443
PIAUI	-.4742953	.6308574	-0.75	0.452	-1.710753	.7621625

RIO DE JANEIRO	.0880863	.5069465	0.17	0.862	-.9055106	1.081683
RIO GRANDE DO NORTE	-.2096685	.1480624	-1.42	0.157	-.4998655	.0805284
RIO GRANDE DO SUL	.1414262	.6324137	0.22	0.823	-1.098082	1.380934
RONDÔNIA	1.054319	.87788	1.20	0.230	-.6662943	2.774932
RORAIMA	.3583867	.2248716	1.59	0.111	-.0823535	.7991269
SANTA CATARINA	-.2640085	.4084114	-0.65	0.518	-1.06448	.5364631
SERGIPE	-.0496545	.5439336	-0.09	0.927	-1.115745	1.016436
SÃO PAULO	-.1109576	.6176391	-0.18	0.857	-1.321508	1.099593
TOCANTINS	-1.284218	.3296571	-3.90	0.000	-1.930334	-.6381019
STATE#c.endiv_t_1						
ACRE	-143.7679	70.11981	-2.05	0.040	-281.2002	-6.335564
ALAGOAS	-3.056175	23.46467	-0.13	0.896	-49.04609	42.93374
AMAPÁ	-56.77982	18.39932	-3.09	0.002	-92.84183	-20.7178
AMAZONAS	-136.5866	79.06549	-1.73	0.084	-291.5521	18.37891
BAHIA	-26.73773	36.63527	-0.73	0.465	-98.54155	45.06609
CEARÁ	-40.41935	55.51858	-0.73	0.467	-149.2338	68.39507
ESPÍRITO SANTO	-122.1124	74.20689	-1.65	0.100	-267.5552	23.33044
GOIÁS	30.3298	28.99921	1.05	0.296	-26.5076	87.1672
MARANHÃO	-26.21448	45.31155	-0.58	0.563	-115.0235	62.59452
MATO GROSSO	-11.9434	40.88628	-0.29	0.770	-92.07904	68.19223
MATO GROSSO DO SUL	-29.01675	27.94944	-1.04	0.299	-83.79664	25.76315
MINAS GERAIS	30.04411	41.64613	0.72	0.471	-51.5808	111.669
PARANÁ	11.01524	66.49248	0.17	0.868	-119.3076	141.3381
PARAÍBA	-71.03398	49.41028	-1.44	0.151	-167.8763	25.80838
PARÁ	-29.25745	90.4236	-0.32	0.746	-206.4844	147.9695
PERNAMBUCO	-82.26533	56.39465	-1.46	0.145	-192.7968	28.26615
PIAUI	62.56806	44.44732	1.41	0.159	-24.54708	149.6832
RIO DE JANEIRO	-54.44063	30.71797	-1.77	0.076	-114.6467	5.765493
RIO GRANDE DO NORTE	179.5362	146.4515	1.23	0.220	-107.5035	466.5758
RIO GRANDE DO SUL	-75.34598	27.2027	-2.77	0.006	-128.6623	-22.02967
RONDÔNIA	-40.4101	63.66703	-0.63	0.526	-165.1952	84.37498
RORAIMA	-181.1512	60.02773	-3.02	0.003	-298.8034	-63.49905
SANTA CATARINA	20.05867	35.27107	0.57	0.570	-49.07136	89.1887
SERGIPE	-41.2405	87.78474	-0.47	0.639	-213.2954	130.8144
SÃO PAULO	2.5424	33.47492	0.08	0.939	-63.06723	68.15203
TOCANTINS	-685.4267	192.386	-3.56	0.000	-1062.496	-308.3571
STATE#c.lc141						
ACRE	-29.90548	39.41341	-0.76	0.448	-107.1543	47.34339
ALAGOAS	-8.463353	25.6785	-0.33	0.742	-58.79229	41.86559
AMAPÁ	136.4831	31.9826	4.27	0.000	73.79841	199.1679
AMAZONAS	-29.54271	16.34461	-1.81	0.071	-61.57755	2.492127
BAHIA	-3.823093	23.00839	-0.17	0.868	-48.91871	41.27253
CEARÁ	-8.477108	19.92485	-0.43	0.671	-47.52909	30.57488
ESPÍRITO SANTO	119.5962	17.83321	6.71	0.000	84.64373	154.5486
GOIÁS	106.1609	23.56727	4.50	0.000	59.96994	152.3519
MARANHÃO	20.63718	21.23903	0.97	0.331	-20.99056	62.26491
MATO GROSSO	31.65152	25.72656	1.23	0.219	-18.7716	82.07465
MATO GROSSO DO SUL	20.99459	23.82558	0.88	0.378	-25.70268	67.69186
MINAS GERAIS	-16.65667	21.40712	-0.78	0.437	-58.61386	25.30051
PARANÁ	47.34664	35.98743	1.32	0.188	-23.18742	117.8807
PARAÍBA	9.27994	26.01075	0.36	0.721	-41.70019	60.26007
PARÁ	1.166895	29.21495	0.04	0.968	-56.09335	58.42714
PERNAMBUCO	-1.791237	18.44024	-0.10	0.923	-37.93344	34.35097
PIAUI	37.34138	21.54429	1.73	0.083	-4.884662	79.56741
RIO DE JANEIRO	-18.51736	22.26531	-0.83	0.406	-62.15657	25.12185
RIO GRANDE DO NORTE	-25.07173	25.55064	-0.98	0.326	-75.15007	25.0066
RIO GRANDE DO SUL	81.92468	32.14282	2.55	0.011	18.92591	144.9235
RONDÔNIA	-19.22104	27.92107	-0.69	0.491	-73.94532	35.50324
RORAIMA	146.0265	22.29664	6.55	0.000	102.3259	189.7272
SANTA CATARINA	2.842077	22.28333	0.13	0.899	-40.83245	46.51661
SERGIPE	11.35617	25.87829	0.44	0.661	-39.36434	62.07669
SÃO PAULO	-36.6351	24.19322	-1.51	0.130	-84.05295	10.78274
TOCANTINS	254.594	36.61482	6.95	0.000	182.8303	326.3577
dc1	.0038561	.0023887	1.61	0.106	-.0008257	.0085378
apsusm	.2291318	.0562026	4.08	0.000	.1189768	.3392868
_cons	67.44446	37.8611	1.78	0.075	-6.761944	141.6509