

Efeitos da Concentração Regional de Operadoras de Planos de Saúde sobre a Qualidade de Atendimento entre 2014 e 2019 no Brasil: Uma Abordagem de Dados em Painel

ALVES, Jefferson Siqueira¹; MACIEL, Vladimir Fernandes²

1. Bacharel em Economia pela PUC-SP; Mestre em Economia e Mercados pela Universidade Presbiteriana Mackenzie

2. Coordenador do Centro Mackenzie de Liberdade Econômica e Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie

RESUMO: Este estudo é uma análise da concentração regional de planos de saúde no Brasil entre 2014 e 2019 e os efeitos desta concentração sob o bem-estar dos usuários de planos de saúde. Uma revisão de literatura foi conduzida para identificar evidências disponíveis sobre concentração de mercados de planos de saúde e definições de mercado relevante em saúde, porém existe pouca evidência sobre a concentração de mercado a nível regional e como isso poderia impactar o bem-estar dos usuários. Um modelo de dados em painel de efeitos aleatórios foi desenvolvido com o objetivo de avaliar variações na qualidade de atendimento dos planos de saúde como função da concentração de mercado e níveis de renda, por mercado relevante, entre maio de 2014 e dezembro de 2019. Os resultados da análise econométrica sugerem que mercados relevantes com um aumento de concentração de mercado e reduções no nível de renda podem estar associados a uma piora na qualidade de atendimento dos planos de saúde, onde o número de reclamações registradas pelos usuários cresceu, destacando os efeitos deletérios do aumento da concentração de mercado sob a qualidade do atendimento dos planos de saúde.

Palavras-chave: Planos de saúde, Política antitruste, Concentração de mercado, Economia da Saúde

Introdução

A saúde suplementar é responsável por atender cerca de 47,6 milhões de usuários com plano de saúde privada no Brasil, distribuídos entre 711 operadoras de planos de saúde. Porém apenas cerca de 3% das operadoras concentram 50% deste mercado e pouco se sabe acerca dos efeitos dessa concentração, sobretudo regionalmente, em medidas de bem-estar e qualidade de atendimento dos usuários.

Neste sentido, a hipótese central do trabalho seria que mercados de planos de saúde mais concentrados levariam a uma queda no bem-estar da população atendida por este serviço. Essa hipótese foi validada por meio de uma revisão de literatura nacional e internacional e, ao notar-se escassez de evidências disponíveis, sobretudo no Brasil, conduziu-se uma análise empírica econométrica, utilizando dados em painel de efeitos aleatórios, avaliando o impacto da concentração regional de planos de saúde sob o bem-estar da população entre 2014 e 2019.

O artigo está dividido em (i) apresentação do contexto da saúde suplementar no Brasil, (ii) revisão de literatura conduzida como referencial teórico, (iii) coleta de dados para análise empírica, (iv) análise econométrica de dados em painel de efeitos aleatórios, (v) discussão e interpretação dos achados econométricos e, por fim, (vi) considerações finais da pesquisa, limitações e desdobramentos.

1. Contexto da Saúde Suplementar no Brasil

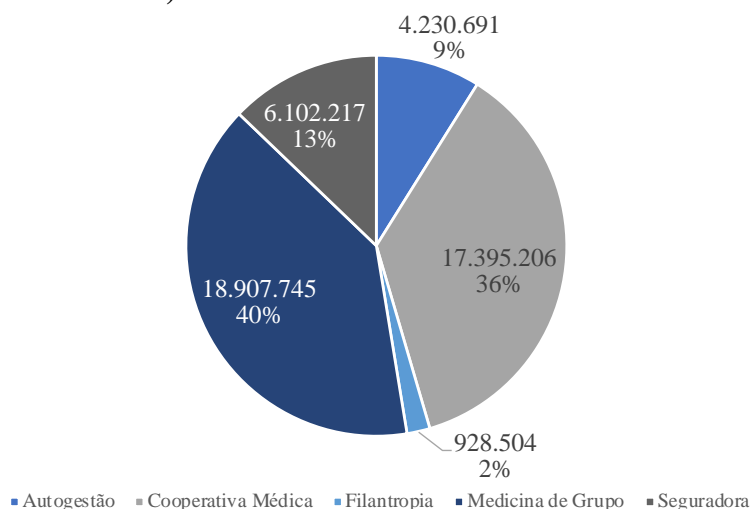
O setor de saúde suplementar no Brasil caracteriza-se pela oferta de planos de saúde privada à população que deseja obter acesso a uma rede de hospitais, clínicas, laboratórios e atendimento médico ambulatorial complementar ao ofertado pelo Sistema Único de Saúde – SUS. Apesar de ter suas raízes históricas inicialmente nos planos de saúde gerenciado pelas áreas de Recursos Humanos de grandes montadoras e empresas, bem como da consolidação dos planos de saúde na modalidade de Medicina de Grupo, o setor da saúde suplementar ganhou relevância com a promulgação da Lei 9.656/1998, que caracterizou o marco inicial de regulação pelo Ministério da Saúde durante o governo Fernando Henrique Cardoso, bem como da Lei 9.961/2000 que oficialmente instituiu a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), com sede no Rio de Janeiro/RJ, com o objetivo de regulamentar e fiscalizar a atividade e oferta de planos de saúde no Brasil.

A cadeia de valor da saúde suplementar é formada por distintos *players* (AZEVEDO, et al., 2016). Na demanda, totalizada em 47,6 milhões de usuários em dezembro de 2020, empresas de bens e serviços que contratam planos de saúde para seus funcionários representam a maior parcela (67,6% em dez/2020), seguidas dos planos coletivos por adesão e planos individuais/familiares, de acordo com (ANS, 2020). A demanda por planos de saúde está sujeita a uma considerável pressão de custos assistenciais que resulta em aumentos de preços acima da inflação geral, conforme discutido em (CLAUDINO, 2019) e (AON, 2019), além de figurar entre os benefícios de maior custo nas folhas de pagamento das companhias (AON, 2019).

A respeito da oferta de planos de saúde, atualmente 711 operadoras de planos de saúde estão ativas no país (ANS, 2020) e, quando analisada a distribuição dos usuários de planos de saúde, observa-se que, a nível nacional, apenas 3% de todas operadoras de planos de saúde concentram cerca de 50% do mercado nacional (ANS, 2019).

Outra característica relevante da oferta de planos de saúde são as distintas modalidades de operadoras de planos de saúde. A Figura 1 apresenta a distribuição dos beneficiários de planos de saúde no Brasil de acordo com cada modalidade.

Figura 1: Distribuição dos Beneficiários de Planos de Saúde Médico-Hospitalares por Modalidade (Dezembro/2020)



Fonte: Elaborado pelo autor, extraído de (TABNET, 2021)

Neste sentido, operadoras de planos de saúde na modalidade de Autogestão (cerca de 9%) são planos gerenciados pelas próprias empresas a seus funcionários e dependentes (ex.: Petrobrás, Cassi/Banco do Brasil, entre outros), sem comercialização ao público-geral. Outra modalidade são as Cooperativas Médicas (representam 36% do mercado), formadas por UNIMEDs distribuídas em todo território nacional e que cooperam entre si, compartilhando

estruturas de custos, rede de atendimento e não competindo entre si em territórios estabelecidos. Medicinas de Grupo, que representam 40% de todo o mercado nacional (empresas como Amil, Hapvida e NotreDame Intermédica) possuem, em seu modelo de negócio, a integração vertical do atendimento dos usuários (ex.: hospitais e laboratórios próprios) e a prática de aquisições de planos de saúde menores, ou mesmo de fusões como a recente anunciada entre Hapvida e NotreDame Intermédica.

Essas características evidenciam questões concorrenciais que podem, no limite, quando associadas à regulação econômica e sanitária aplicada pela ANS, afetar negativamente o grau de competitividade deste setor e, por último, reduzir o bem-estar da população atendida por este serviço. Adicionalmente, como plano de saúde é um serviço de uso com uma dada delimitação geográfica, a concentração deveria ser analisada sob uma ótica regionalizada.

2. Revisão de Literatura

A revisão de literatura nacional foi realizada até o mês de agosto de 2020, sem delimitação de ano inicial, com o objetivo de identificar publicações brasileiras que avaliassem a concentração regional de planos de saúde e possíveis implicações e efeitos dessa concentração sobre o bem-estar da população atendida por este serviço. Nesta busca realizada, apenas três estudos que atendiam ao objetivo de avaliar a concentração regional de planos de saúde foram identificados, presentes em (ANDRADE, et al., 2012), (ANS, 2015) e mais recentemente (FERREIRA, 2020), que aprofundou e atualizou a abordagem proposta por (ANDRADE, et al., 2012).

Apesar de discutir modelos de definição de mercado relevante por disposição geográfica, os autores de (ANS, 2015) e (ANDRADE, et al., 2012) propuseram uma abordagem de modelos gravitacionais, onde o mercado relevante seria aquele que atrairia uma combinação entre oferta e demanda por serviços de saúde privada, considerando a proximidade do usuário e dos serviços de saúde, uma vez que nem todos municípios possuem capacidade hospitalar instalada, o que requer deslocamentos intermunicipais para atendimento médico. No caso da demanda, avaliou-se o número de beneficiários de planos de saúde enquanto na oferta considerou-se a disponibilidade de leitos para criar clusters de municípios que serviram como definição do mercado relevante desta pesquisa.

De acordo com a metodologia proposta por (ANDRADE, et al., 2012) e (ANS, 2015), foram identificados 89 mercados relevantes no Brasil, contemplando à época da pesquisa cerca de 81% dos beneficiários de planos de saúde no Brasil.

Dando sequência à abordagem proposta pelos dois estudos acima discutidos, (FERREIRA, 2020) realizou uma abordagem de modelo de fluxos para a definição de mercados relevantes, revisitando o que vem sendo adotado pela ANS e CADE. Nesta definição, mais atualizada, identificou-se 148 mercados relevantes no Brasil, definição esta que foi adotada no presente trabalho, contemplando 2.717 municípios brasileiros.

Além de estimar um método de definição de mercado relevante para o setor de planos de saúde no Brasil, (FERREIRA, 2020) também estimou índices de concentração (por meio do IHH) numa abordagem de dados em corte (um determinado mês de análise), porém a análise do IHH contemplou tanto planos médico-hospitalares quanto planos exclusivamente odontológicos que, de acordo com a definição de mercado relevante pela dimensão de produto, conforme (CADE, 2018), não competem entre si.

De forma complementar, o CADE (Conselho Administrativo de Defesa Econômica), utiliza medidas como o IHH (Índice Herfindahl-Hirschman (IHH), índice que considera a participação de mercado relativa (*market-share*) e o número de empresas existentes em um determinado mercado relevante para determinar o grau de concentração (índice que varia entre 0 e 10.000 pontos). De acordo com a definição utilizada pelo Conselho, definida em (CADE,

2016), mercados com IHH inferiores a 1.500 pontos são considerados não concentrados, enquanto mercados moderadamente concentrados possuem IHH entre 1.500 e 2.500 pontos e, por último, mercados altamente concentrados possuem IHH superior a 2.500 pontos, o que adiciona uma medida objetiva na avaliação de atos de concentração, oriundos de possíveis movimentos de fusões, aquisições ou acordos de cooperação que possam reduzir a competitividade.

Especificamente no segmento da saúde suplementar, o CADE possui em suas publicações um caderno dedicado revisando os aspectos estruturais da saúde suplementar (CADE, 2015), bem como um guia de atos de concentração associados a este setor da cadeia de valor na saúde (CADE, 2018), que serão abordados nesta seção.

De acordo com a leitura da instituição, o mercado de saúde suplementar possui algumas “falhas de mercado”, onde a interação entre oferta e demanda não alcança necessariamente o equilíbrio de mercado esperado. Na perspectiva do CADE, “tais mercados são comumente objeto de regulação do Estado, cujo objetivo é induzir a que o mercado alcance determinados resultados, seja do ponto de vista da produção de bens e serviços, seja na forma de seu funcionamento e acesso à sociedade” (CADE, 2015).

Sendo assim, diversas características associadas a falhas de mercado na saúde suplementar são discutidas, como a assimetria de informação, relação entre agente x principal e risco moral. Como discutido pelo Conselho, o mercado ainda apresenta condições estruturais de barreiras à entrada, pelos custos de mudança entre operadoras de planos de saúde, prazos de carência, na perspectiva da demanda, bem como a necessidade de economias de escala e presença de mercado na perspectiva de potenciais novos ofertantes (CADE, 2015).

A respeito da definição de mercado relevante na saúde suplementar, com base em decisões anteriores da instituição e desenvolvimento de metodologias considera duas principais dimensões, sob a dimensão do produto contratado bem como a dimensão geográfica dos planos de saúde.

A definição de **mercado relevante sob a dimensão de produto**, de acordo com (CADE, 2018), considera as quatro principais segmentações de planos de saúde, descritas a seguir:

- plano de saúde médico-hospitalar individual/familiar com ou sem cobertura odontológica;
- plano de saúde médico-hospitalar coletivo com ou sem cobertura odontológica;
- plano de saúde exclusivamente odontológico individual/familiar;
- plano de saúde exclusivamente odontológico coletivo.

Com base nas definições de mercado relevante na ótica de produto, adota-se os seguintes procedimentos no presente trabalho. O primeiro trata de desconsiderar os planos exclusivamente odontológicos, sejam individuais ou coletivos, por tratarem de uma dinâmica distinta dos planos médico-hospitalar, seja por diferenças nas características da demanda pelos serviços, bem como na estrutura de mercado entre operadoras de planos de saúde médico-hospitalar versus operadoras de planos de saúde odontológicos, quanto à cadeia de valor, relação com fornecedores e a própria competição.

O segundo procedimento metodológico derivado desta definição foi agrupar os mercados médico-hospitalar individuais/familiares e coletivos. Apesar da dinâmica da demanda nessas categorias serem distintas e, conforme a própria abordagem proposta por (CADE, 2018) delimitar a separação desses segmentos, para fins de análise das implicações e efeitos da concentração (a serem discutidas neste mesmo capítulo), buscou-se integrar ambas as perspectivas por critérios de disponibilidade de dados suficientemente perenes e robustez estatística.

Além disto, (CADE, 2018) também discute a definição de **mercado relevante sob a ótica da dimensão geográfica**. Nesta abordagem, diferente dos critérios de segmentação de planos de saúde, a disposição dos usuários de planos de saúde em relação à disponibilidade da rede assistencial oferecida pelos planos de saúde acaba sendo o critério de definição. Com base em decisões anteriores realizadas pela instituição, bem como estudos metodológicos que utilizaram critérios de deslocamento dos usuários de planos de saúde para atendimento em relação ao seu domicílio (ANS, 2015) e (ANDRADE, et al., 2012), o CADE vem adotando em suas decisões uma abordagem de mercado relevante geográfico municipal e, quando existe concentração superior a 20% no mercado, utiliza-se uma abordagem de 89 mercados relevantes derivada de (ANS, 2015).

Como resultado da revisão de literatura nacional, bem como da abordagem técnica adotada pelo CADE na tomada de decisão de políticas antitruste na saúde suplementar, notou-se que a adoção de critérios regionalizados para avaliação da concentração é necessária. Apesar de alguns estudos como (FERREIRA, 2020) e (ANS, 2015) terem estimado medidas de IHH, não identificou-se em nenhum estudo uma avaliação da evolução dessa concentração ao longo do tempo, bem como efeitos e implicações dessa concentração sobre medidas de bem-estar da população atendida por planos de saúde.

Sendo assim, uma revisão de literatura mais ampla, em bases internacionais, também conduzida até agosto de 2020, identificou que os estudos primariamente utilizaram medidas como o IHH (Índice Herfindahl-Hirschman) em suas estimativas de concentração de mercado. Além disto, para orientar a abordagem empírica deste trabalho, agrupou-se os efeitos da concentração nos estudos identificados na literatura internacional da seguinte forma:

- (i) Qualidade de atendimento dos planos de saúde;
- (ii) Preço dos planos de saúde;
- (iii) Resultados clínicos gerais das populações estudadas, como redução de mortalidade ou outras medidas indiretas de efeitos em saúde.

Como principal modelo teórico adotado neste trabalho, destaca-se o estudo realizado por (SCANLON, SWAMINATHAN, LEE, & CHERNEW, 2008), onde avaliou-se o nível de concentração de mercados relevantes de planos de saúde nos Estados Unidos como função da qualidade de atendimento dos usuários dos planos de saúde, com um possível *trade-off* entre qualidade e preço que poderia influenciar também na percepção de qualidade de atendimento pelos usuários.

Este referencial teórico de (SCANLON, SWAMINATHAN, LEE, & CHERNEW, 2008), resulta numa equação teórica proposta para o presente trabalho, como a seguir:

$$QUAL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * IHH_{i,t} + \beta_2 * RENDA_{i,t}$$

3. Coleta de Dados

Considerando a equação proposta, buscou-se informações públicas disponíveis para compor o modelo econométrico. O Quadro 1 apresenta as principais fontes de dados empregadas, sendo atribuídas para cada um dos mercados relevantes definidos em (FERREIRA, 2020)ⁱ, numa frequência mensal entre 2014 e 2019.

As bases de dados foram manuseadas utilizando linguagem R para agrupamento dos beneficiários de planos de saúde por mercado relevante (138 mercados relevantes) em cada mês de análise e alguns procedimentos metodológicos adotados no cálculo do IHH como a exclusão dos beneficiários de planos de saúde exclusivamente odontológicos (conforme abordagem de mercado relevante pela ótica de produto recomendada por (CADE, 2015)), bem como as

operadoras de planos de saúde na modalidade “Cooperativa Médica”, a saber, UNIMEDs, foram agrupadas num único grupo econômico, conforme abordagem utilizada em (ANDRADE, et al., 2012) e (FERREIRA, 2020).

Outro procedimento metodológico adotado na estimativa de número de reclamações foi a conversão do volume total absoluto de reclamações registradas na ANS para número relativo de reclamações registradas por 100 mil usuários, garantido comparabilidade entre o número de reclamações de distintos mercados relevantes, independente do seu tamanho.

Quadro 1: Resumo das Fontes de Dados Empregadas

	IHH	Qualidade de Atendimento	Salário
Fonte	ANS: Informações consolidadas de beneficiários	ANS: Reclamações registradas por 100.000 usuários	RAIS PNAD municipal
Frequência	Mensal	Mensal	Anual (extrapolada para mensal)
Detalhe sobre o Mercado Relevante	Adequado	Adequado	Adequado
Considerações	Apenas 2 meses de defasagem (permite atualizações da análise)	Mais adequada que outros índices avaliados (ex.: IDSS, NIPs). ⁱⁱ	Melhor fonte a nível municipal para compor cada MR.

IDSS: Índice de Desempenho da Saúde Suplementar; MR: mercado relevante; NIP: Notificação de Investigação Preliminar; PNAD: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios; RAIS: Relação Anual de Informações Sociais

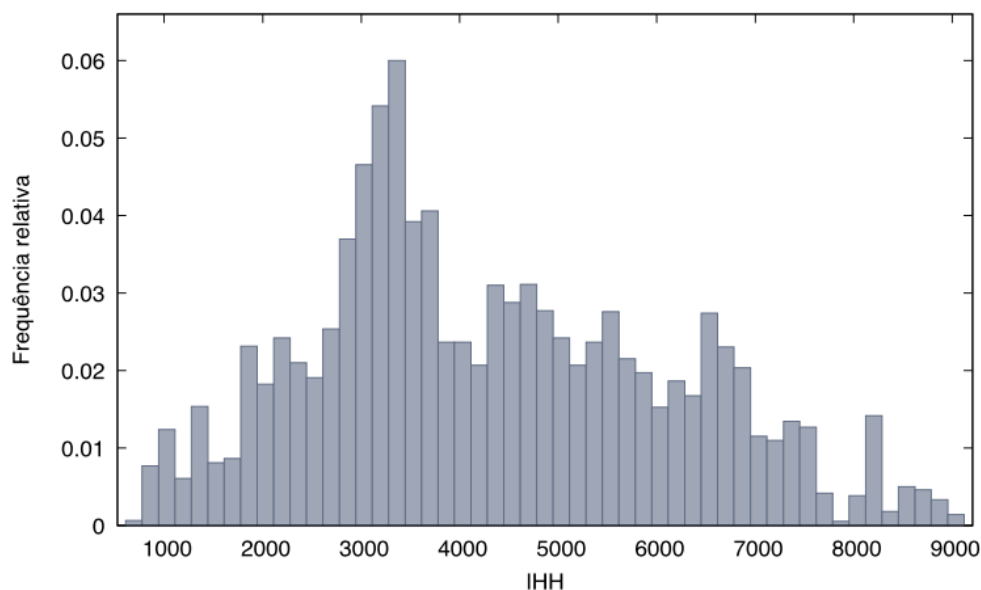
Além disso, outra consideração é que a máxima histórica das bases disponibilizadas pela ANS, sobretudo para avaliação do IHH, inicia-se em maio de 2014, delimitando o período de início das análises quantitativas. Como procedimento metodológico, adotou-se a premissa de excluir também períodos posteriores a 2019, onde a presença da pandemia poderia trazer eventuais distorções na dinâmica da demanda e oferta de planos de saúde.

Sendo assim, quando considerados 68 meses de análise (compreendidos entre maio de 2014 e dezembro de 2019), bem como os 138 mercados relevantes (após exclusões metodológicas), o número total de observações referentes ao IHH, qualidade de atendimento (definida como número de reclamações registradas pelos usuários de planos de saúde à ANS), bem como a massa salarial de cada mercado relevante, totalizou 9.384 observações.

A Figura 2 demonstra o padrão de concentração de operadoras de planos de saúde observado no mercado brasileiro no período analisado (entre maio de 2014 e dezembro de 2019), considerando o critério de regionalização dos mercados relevantes.

A média do IHH obtida desta série histórica foi de 4.316 pontos entre as 9.384 estimativas de IHHs obtidas. Além disto, apenas cerca de 2% de todos IHHs estimados para os mercados relevantes foram inferiores aos 1.500 pontos, medida utilizada como critério por (CADE, 2016) para classificar um mercado como não concentrado.

Figura 2: Histograma de Distribuição do IHH entre maio de 2014 e dezembro de 2019



Fonte: Elaborado pelo autor, Software Gretl.

A Tabela 1 apresenta as principais medidas de estatística descritiva das variáveis IHH, qualidade de atendimento e massa salarial.

Tabela 1. Estatística Descritiva das variáveis analisadas

	IHH	Número de Reclamações por 100mil usuários	Massa Salarial Anual
Média	4.315,7	6,9108	20.725
Mediana	4.026,0	3,0654	20.682
Mínimo	692,00	0,0000	14.564
Máximo	9.038,0	854,58	50.222
Desvio padrão	1.806,9	22,229	3532
C. V.	0,41867	3,2165	0,17042
Enviesamento	0,36219	21,894	2,2642
Curtose Ex.	-0,56983	692,53	13,806
Percentil de 5%	1.598,5	0,0000	15.970
Percentil de 95%	7.489,0	23,068	26.177
Intervalo interquartil	2.580,5	6,7086	3.915,2
Obs. ausentes	0	0	0

4. Análise Econométrica

Considerando o referencial teórico derivado da revisão de literatura nacional, em publicações como (ANDRADE, et al., 2012), (ANS, 2015) e, mais recentemente, (FERREIRA, 2020), além da busca de artigos internacionais que identificou estudos como (SCANLON,

SWAMINATHAN, LEE, & CHERNEW, 2008), bem como os dados discutidos na seção “Coleta de Dados”, definiu-se o modelo teórico final como o seguinte:

$$RECL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * IHH_{i,t} + \beta_2 * SALARIO_{i,t} + u_{i,t}$$

Sendo RECL = taxa de reclamação por 100 mil beneficiários de planos de saúde, IHH = Índice Herfindahl-Hirschman, SALARIO = massa salarial anual, i = mercado relevante e t = tempo, em meses.

O modelo econométrico adotado para descrever o comportamento da qualidade de atendimento dos usuários de planos de saúde como função da concentração de mercado e do nível de renda de cada mercado relevante, ao longo do tempo, foi o de **dados em painel**.

Conforme discutido em (GUJARATI e PORTER, 2011), essa abordagem de dados em painel permite conciliar os modelos *cross-sectional* (dados em corte) com séries temporais que, potencialmente, podem maximizar o poder estatístico obtido, uma vez que a base de dados que suporta este modelo econométrico contém informações sobre a hipótese levantada em, ao menos, 68 meses distintos (entre maio de 2014 e dezembro de 2019).

Aspectos econométricos como testes de raiz unitária, definição de forma funcional, escolha de modelos de dados em painel de efeitos fixos ou aleatórios, heterocedasticidade e autocorrelação foram empregados e discutidos na seguinte seção.

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo econométrico de dados em painel de efeitos aleatórios, tendo como variável dependente logRECL e como variáveis explicativas a diferença de IHH e diferença de SALARIO.

Tabela 2: Resultados do Modelo de Dados em Painel de Efeitos Aleatórios

Modelo de efeitos-aleatórios (GLS), usando 9246 observações
 Incluídas 138 unidades de corte transversal
 Comprimento da série temporal = 67
 Variável dependente: logRECL

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Razão-t	P-valor
Const	1,18249	0,0734009	16,11	2,17e-58 ***
d_IHH	0,000188982	8,67309e-05	2,179	0,0293 **
d_SALARIO	-0,000100089	3.39097e-05	-2,952	0.0032 ***

Média var. dependente	1,183343	D.P. var. dependente	1,100296
Soma resíd. Quadrados	11179,89	E.P. da regressão	1,099737
Log da verossimilhança	- 13997,53	Critério de Akaike	28001,07
Critério de Schwarz	28022,46	Critério Hannan-Quinn	28008,34
rô	0,214283	Durbin-Watson	1,542719

Teste conjunto nos regressores designados –
 Estatística de teste: $F(2, 9106) = 6,62453$
 com p-valor = $P(F(2, 9106) > 6,62453) = 0,00133381$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –
 Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum
 Estatística de teste: $F(137, 9106) = 105,156$

com p-valor = $P(F(137, 9106) > 105,156) = 0$

Fonte: Elaborado pelo autor (Software Gretl).

Para garantir a estacionariedade das séries temporais existentes, em partes, no modelo de dados em painel, um dos principais testes realizado é o da raiz unitária. Quando a série é estacionária, garante-se que a variável em estudo apresente medidas similares de média, covariância, entre outros, constantes ao longo do tempo, evitando análise de uma série que possui tendência e diferentes níveis.

A equação $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ descreve o princípio de que, quando a hipótese nula de que $\delta = 0$ pode ser rejeitada, por meio do teste Dickey-Fuller (DICKEY e FULLER, 1979), a série temporal analisada apresenta estacionariedade, ou seja, os valores t de Student gerados na regressão podem ser considerados (GUJARATI e PORTER, 2011). Quando a hipótese nula do teste Dickey-Fuller pode ser rejeitada, isso significa assumir que a série temporal em questão possui estacionariedade.

Neste sentido, as variáveis IHH e SALARIO foram adotadas na sua forma de diferença absoluta (nas suas formas em nível e logarítmica apresentaram indícios de raiz unitária, conforme teste aumentado de Dickey-Fuller). A variável RECL não apresentou indícios de raiz unitária na sua forma em nível, porém foi transformada para forma logarítmica (também sem raiz unitária) para facilitar a interpretação dos achados e dos coeficientes estimados.

Sendo assim, a forma funcional adotada no modelo econométrico de dados em painel é apresentada a seguir, combinando (i) ajustes que eliminam a existência de raiz unitária na série temporal e (ii) interpretação dos coeficientes estimados:

$$\ln RECL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * dIHH_{i,t} + \beta_2 * dSALARIO_{i,t} + u_{i,t}$$

De acordo com a definição de modelos de dados em painel, existem duas principais abordagens que tratam sobre como a regressão deveria ser conduzida: efeitos fixos ou aleatórios. Os modelos de efeitos fixos minimizam o quadrado do erro em cada um dos n modelos cross-sectional, porém os erros obtidos em cada regressão não são compartilhados entre os demais. De maneira distinta, os modelos de efeitos aleatórios ou randômicos criam um conjunto de erros observados nas regressões, que são compartilhados entre si, para encontrar coeficientes que expliquem o comportamento das variáveis em estudo de forma conjunta e sinérgica (GUJARATI e PORTER, 2011).

Abordagens como o teste de Hausman, descrito em (HAUSMAN, 1978), permitem avaliar objetivamente qual modelo é o mais apropriado. De acordo com (GUJARATI e PORTER, 2011), “a hipótese nula subjacente ao teste [de Hausman] é que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componente dos erros [efeitos aleatórios] não diferem substancialmente”. Sendo assim, “se a hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o modelo de componente dos erros [efeitos aleatórios] não é adequado e que é preferível empregar o modelo de efeitos fixos” (GUJARATI e PORTER, 2011).

Desta forma, a Tabela 3 apresenta os resultados do teste de Hausman no modelo de efeitos aleatórios. Neste caso, o valor da estatística do teste de Hausman foi de 2,53471 (com p-valor de 0,281575) que não permite rejeitar a hipótese nula de que GLS (*Generalized least squares*) são consistentes, o que levou à adoção do modelo de efeitos aleatórios como já descrito na Tabela 2.

Tabela 3: Resultados do Teste de Hausman (Gretl)

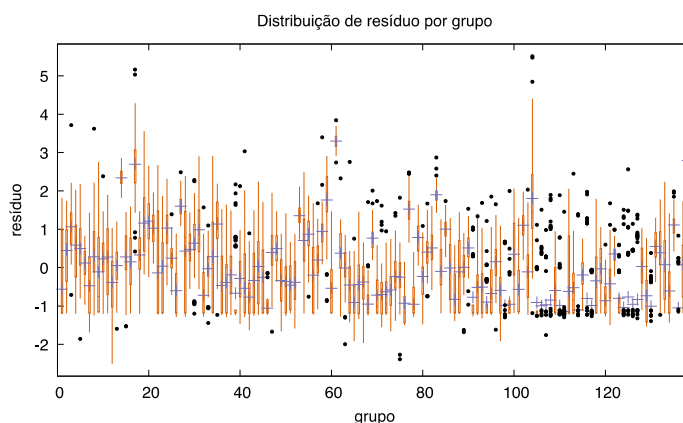
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado (2)	2,53471
Valor de p	0,281575

Fonte: Elaborado pelo autor (Software Gretl).

Uma das principais premissas para a condução de um modelo de regressão robusto é que exista homocedasticidade dos termos de erro da regressão, ou seja, que os erros apresentem a mesma variância. O processo de detecção de eventual heterocedasticidade em um modelo passa por abordagens informais e formais.

Na primeira, analisa-se o padrão gráfico do quadrado dos resíduos estimados na regressão para avaliar se os erros da regressão apresentam algum padrão de comportamento ou apenas estão distribuídos de forma aleatória.

Figura 3: Distribuição dos Resíduos da Regressão



Outra abordagem possível para identificar-se heterocedasticidade num modelo de dados em painel é o teste de Breusch-Pagan (GUJARATI e PORTER, 2011). A hipótese nula (H_0) do teste de Breusch-Pagan é de que existe homocedasticidade na regressão analisada. Os resultados do teste de Breusch-Pagan são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4: Teste de Breusch-Pagan para Heterocedasticidade

Breusch-Pagan	Graus de Liberdade	Valor de p
2,3142	2	0,3144

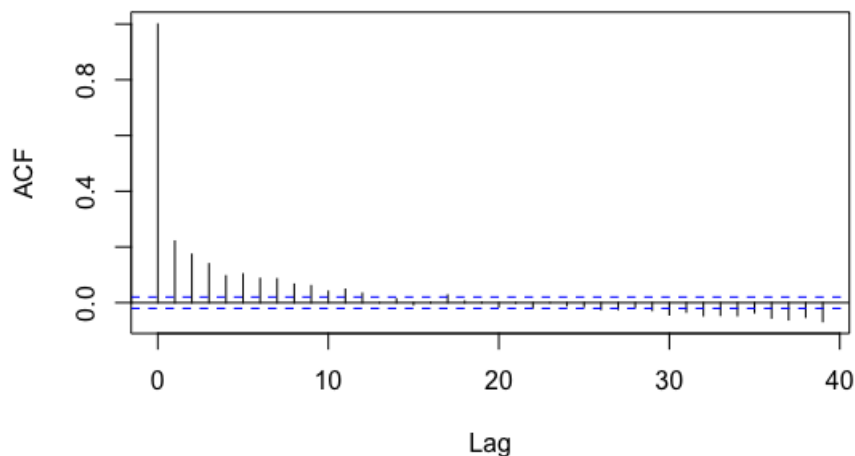
Fonte: Elaborado pelo autor (Software R Studio).

A autocorrelação é um dos vieses estatísticos que pode afetar a validade de uma regressão econométrica. Por definição, conforme (KENDALL e BUCKLAND, 1971), a autocorrelação pode ser definida com “correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo ou no espaço”, pressupondo que o “termo de erro relacionado a qualquer das observações não é influenciado pelo termo de erro de qualquer outra observação” (GUJARATI e PORTER, 2011).

De acordo com (GUJARATI e PORTER, 2011), algumas razões podem levar um modelo a apresentar autocorrelação, como inércia, vieses de especificação da forma funcional ou exclusão de variáveis independentes, defasagens ou ausência de estacionariedade da série, entre outros.

A Figura 4 apresenta o resultado de ACF (*Auto Correlation Function*), em função dos resíduos obtidos na regressão descrita na Tabela 2. Desta maneira, por meio da análise gráfica obtida, é possível identificar-se existência de autocorrelação nos resíduos do modelo.

Figura 4: Função de Autocorrelação (ACF) do Modelo de Efeitos Aleatórios



Fonte: Elaborado pelo autor (Software R Studio).

Outro método utilizado para detectar a presença de autocorrelação em uma regressão é o teste d de Durbin-Watson (DURBIN e WATSON, 1951).

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

Existem duas hipóteses nulas associadas à estatística d de Durbin-Watson (ausência de autocorrelação positiva e negativa), a depender do número de variáveis existentes no modelo e do número de observações disponíveis. Quando a hipótese nula é rejeitada, isso pode ser um indício de existência de autocorrelação ou, ao menos, uma zona de indecisão. Quando a hipótese nula é não rejeitada, o modelo não apresenta autocorrelação.

No entanto, autores como (BHARGAVA, FRANZINI e NARENDRANATHAN, 1982) e (BADI, 2005) adaptaram a abordagem original para sua aplicação em modelos de dados em painel, permitindo a sua interpretação também numa outra configuração econométrica.

O teste Durbin-Watson que incorpora a abordagem proposta (BHARGAVA, FRANZINI e NARENDRANATHAN, 1982) foi aplicado por meio do software R Studio, identificando-se um valor da estatística d de 1,5576, com valor de $p < 2,2e-16$. A hipótese alternativa do teste Durbin-Watson em modelos de dados em painel é de que existe autocorrelação e, portanto, ao rejeitar a hipótese nula por meio do teste realizado ($p < 0,05$), o resultado aponta para a existência de heterocedasticidade.

Outro teste empregado na investigação de autocorrelação em modelos de dados em painel é o teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge. Neste caso, os valores obtidos no teste são apresentados na Tabela 5, que também apontam para não rejeitar a hipótese alternativa de que o modelo apresenta correlação de série.

Tabela 5: Teste de Breusch-Godfrey / Wooldridge para Autocorrelação

Chi-Square	Graus de Liberdade	Valor de p
834,44	2	2,2e-16

Fonte: Elaborado pelo autor (Software R Studio).

Discute-se, então, na presença de autocorrelação, possíveis causas. Uma causa provável é que, na ausência de modelos teóricos que expliquem o comportamento do bem-estar e qualidade de atendimento dos usuários de planos de saúde, com testes empíricos de suporte, bem como a possibilidade de influência de aspectos mais amplos sociais, culturais ou mesmo políticos no processo de registro de uma reclamação, é possível que o modelo econométrico atualmente proposto (que avalia o número de reclamações como função apenas da concentração e nível de renda) não possua a quantidade total necessária de variáveis independentes ou explicativas, pois outras considerações como não-estacionariedade ou erro na forma funcional já foram testados e corrigidos como descrito neste capítulo.

Algumas formas, como a clusterização do erro padrão gerado nos coeficientes das variáveis explicativas pode adequar melhor a autocorrelação, bem como a definição de modelos teóricos que avaliem o problema da qualidade de atendimento e inclua outras variáveis potencialmente explicativas.

5. Discussão e Interpretação dos achados

De acordo com os resultados da regressão de dados em painel por efeitos-aleatórios, apresentados na Tabela 2, pode-se reescrever a equação que explica o comportamento dos números de reclamações, adicionando os coeficientes significativos gerados a partir do modelo de dados em painel:

$$\ln RECL_{i,t} = 1,18249 + 0,000188982 * dIHH_{i,t} - 0,000100089 * dSALARIO_{i,t} + u_{i,t}$$

Sendo assim, para exemplificar a interpretação dos resultados obtidos, num exemplo hipotético em que um dado mercado relevante estiver sujeito a um aumento de 500 pontos no IHH, *ceteris paribus*, decorrente de um movimento de concentração ou fusão entre operadoras de saúde, haveria um aumento de 9,4% no número de reclamações dos usuários de planos de saúde naquele mercado relevante.

Outro achado da regressão de dados em painel está relacionado ao comportamento da massa salarial. De forma hipotética, caso haja uma redução de R\$1.000 per capita na massa salarial anual de um mercado relevante (que representaria cerca de 5% de queda em relação à média da massa salarial anual), *ceteris paribus*, haveria um aumento de cerca de 10% no número de reclamações dos usuários de planos de saúde naquele mercado relevante. Esta relação pode indicar uma dependência, dada a localidade dos indivíduos ou empresas contratantes de planos de saúde, da estrutura de mercado existente, ou seja, um menor nível de renda não permitiria a contratação de planos de saúde de maior qualidade, levando a um incremento nas reclamações dos usuários neste mercado relevante.

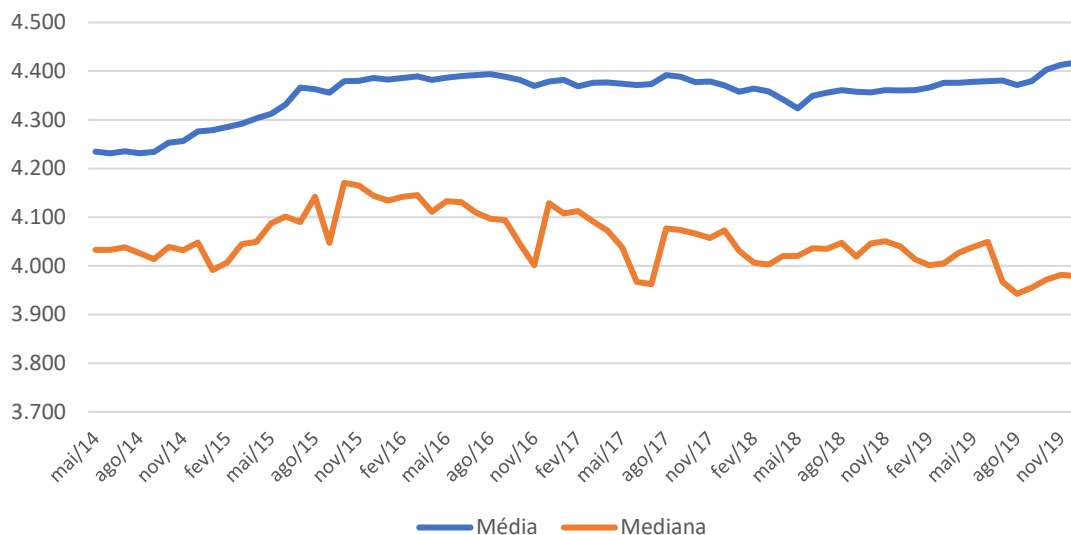
Adicionalmente ao modelo econométrico de dados em painel, que avaliou a qualidade de atendimento dos usuários de planos de saúde como função da concentração de mercado e do nível de renda, por mercado relevante ao longo do tempo, uma análise secundária foi conduzida, em separado, avaliando a tendência de concentração do mercado de planos de saúde, medida por meio do IHH, ao longo do mesmo período analisado (maio de 2014 a dezembro de 2019).

Esta análise secundária realizada utilizando a média e mediana dos IHHs calculados para os 138 mercados relevantes é justificada porque o modelo econométrico principal de dados em painel, em razão das análises de séries temporais, não permite a avaliação de variáveis como a concentração por meio de tendências (séries não-estacionárias). Porém, considera-se que esta análise pode auxiliar a identificar padrões de comportamentos da concentração no mercado brasileiro, com caráter estritamente descritivo.

Sendo assim, a Figura 5 apresentam os níveis médios e medianos observados nos 138 mercados relevantes, confirmando uma tendência de aumento da concentração de mercado

esperada com os movimentos de fusões e aquisições, bem como a consolidação do setor por meio de falências e quebras de planos de saúde de menor porte.

Figura 5: Média e mediana dos IHHs entre maio de 2014 e dezembro de 2019



Fonte: Elaborado pelo autor (Microsoft Excel®).

A análise, em especial, da média dos IHHs obtidos entre maio de 2014 a dezembro de 2019 apresentam uma leve tendência de aumento da concentração no período analisado, com um diferencial de cerca de 200 pontos de IHH no período analisado. Ressalta-se também que os níveis médios de IHH observados no período (que variaram entre 4.231 e 4.439) são considerados altos quando observados à luz dos critérios discutidos por (MCGUIGAN, 2016).

6. Considerações Finais

O mercado de saúde privada brasileiro é representativo e conta, atualmente, com cerca de 47,6 milhões de usuários de planos de saúde, sendo um setor importante do ponto de vista da cadeia de valor na saúde brasileira. Conforme discutido, a oferta de planos de saúde médico-hospitalares no Brasil hoje é composta por 711 operadoras de planos de saúde registradas pela ANS até dezembro de 2020. Algumas modalidades de operadoras de plano de saúde, por sua característica, apresentam elementos de pouca concorrência, seja dentro desta modalidade ou em relação a todo o mercado de saúde suplementar.

Apenas numa análise qualitativa dos aspectos regulatórios, legais e da composição das diferentes modalidades, como demonstrado no trabalho, observa-se um padrão de concentração de mercado, seja porque algumas operadoras cooperam entre si ou atuam ativamente na consolidação deste setor, bem como outras sequer comercializam planos de saúde para o público geral (ex.: autogestões).

Apesar de conter uma análise trimestral sobre a concentração nacional do mercado de planos de saúde (ANS, 2019), os relatórios da ANS não apresentam de forma constante as análises de concentração regional, por mercado relevante definido, que pode revelar a real concentração do mercado de operadoras de planos de saúde. Na revisão de literatura nacional a respeito do assunto, apenas três estudos que tratam do assunto foram identificados.

A hipótese do trabalho é de que haveria queda na qualidade de atendimento dos usuários de planos de saúde em mercados relevantes que apresentam maior concentração de mercado, bem como em função de quedas no nível de renda.

Como metodologia proposta para o presente trabalho, realizou-se um modelo de dados em painel de efeitos aleatórios (cada unidade representada por 138 mercados relevantes analisados, em 68 meses de análise), que possui como variável dependente a qualidade de atendimento dos usuários, medida pela variação percentual do número de reclamações (log), em função da variação do nível de concentração (calculada pelo IHH) e da variação da massa salarial de cada mercado relevante, ao longo do tempo.

Os resultados obtidos confirmaram que uma variação positiva no IHH, ou seja, na concentração em um dado mercado relevante, leva a um aumento percentual no número de reclamações dos usuários (portanto queda na qualidade do atendimento). Além disso, uma queda no nível de renda de um mercado relevante, medido pela massa salarial anual, tende também a elevar percentualmente o número de reclamações dos usuários, levando a uma possível interpretação de que as empresas e indivíduos demandantes de planos de saúde em regiões de menor renda acabam acessando planos de saúde de menor qualidade.

Outro achado desta análise é de que, de forma geral, os índices mensais médios de IHH avaliados entre maio de 2014 e dezembro de 2019 demonstram um aumento dos níveis de concentração de mercado no Brasil, associado possivelmente a movimentos de fusões & aquisições e consolidação do mercado, à medida em que operadoras de planos de saúde menores, com pouca capacidade de solvência e gestão dos riscos financeiros, acabam decretando falência.

Algumas limitações desta análise foram identificadas ao longo do trabalho. Acredita-se que alguns desses pontos, na realidade, podem ser avaliados por meio de realização de novas pesquisas na área que busquem esclarecer tais questões.

O primeiro aspecto é que, tanto a busca da literatura internacional, como a hipótese central do trabalho focaram esforços em avaliar as implicações e efeitos da concentração no mercado de planos de saúde, porém as causas dessa concentração não foram avaliadas no presente trabalho. Este aspecto é relevante pois, à medida em que este trabalho contribui para a avaliação dos impactos da concentração de mercado, entender os determinantes dessa concentração podem auxiliar na construção de políticas antitruste mais claras para endereçar o problema.

Outra limitação identificada é que, seja por ausência de informações estruturadas, ou mesmo pela frequência e confidencialidade de algumas informações, a pesquisa focou os esforços na avaliação dos efeitos da concentração de mercado dos planos de saúde sob a ótica da qualidade do atendimento dos usuários de planos de saúde utilizando como métrica o nível de reclamações registradas pelos usuários junto à ANS. Porém, estudos que avaliem os impactos da concentração também sobre o preço de contratação e sobre desfechos clínicos dos usuários (mortalidade, qualidade de vida relacionada à saúde, eventos cardiovasculares, entre outros) podem ser relevantes para complementar a interpretação sobre as implicações da concentração sob o bem-estar da população brasileira.

Ademais, o modelo econométrico proposto utilizou como uma das variáveis independentes a massa salarial anual média observada em cada um dos 138 mercados relevantes avaliados na pesquisa. No entanto, como a massa salarial a nível municipal é divulgada apenas uma vez ao ano, acredita-se que parte dos efeitos de variação de salários e renda dentro de um ano podem ter sido perdidos, uma vez que as demais variáveis foram avaliadas de forma mensal.

De qualquer forma, na condução deste trabalho e, em especial, por conta desta limitação, houve uma avaliação crítica entre a adoção de um modelo de dados em painel de frequência mensal em comparação a uma frequência anual. Todos os modelos de dados em painel de frequência anual, com ou sem transformações em forma funcional, não foram representativos ou apresentavam coeficientes discrepantes ao esperado do ponto de vista teórico.

Como alguns indicadores analisados apresentaram uma possível autocorrelação no erro do modelo econométrico, acredita-se que um estudo mais profundo do modelo teórico e dos

determinantes do número de reclamações (que pode envolver questões sociais, culturais, políticas, entre outras), permitiria a inclusão de mais variáveis explicativas e potencialmente tratar o viés observado, não invalidando os achados do presente modelo.

Desde o início de 2020, com o advento da crise econômica e de saúde pública ocasionada pela pandemia do coronavírus, ao contrário das expectativas do mercado, houve uma expansão na demanda por planos de saúde no Brasil, que totaliza 47.768.176 usuários em fevereiro de 2021, um número recorde de usuários de planos de saúde não observado desde dezembro de 2016, há mais de quatro anos. Essa expansão, de acordo com a agência reguladora, ocorreu tanto em planos individuais e familiares, que pode ser explicada por um comportamento de precaução da população que depende apenas do SUS como forma de acessar mais serviços de saúde (urgências, pronto socorros e exames), bem como nos planos empresariais, que pode estar associada a um saldo positivo de geração de empregos observado principalmente nos últimos meses.

No entanto, quando confrontado à luz dos achados deste trabalho, este aumento na demanda por planos de saúde observado nos últimos meses pode trazer preocupações adicionais aos impactos da concentração. Por ter uma capacidade de oferta menos variável no curto prazo, a demanda adicional que vem sendo observada deve ser amparada pelos mesmos planos de saúde já atuantes, agravando os níveis de concentração estimados neste trabalho até 2019. Além disso, as consequências desta concentração na qualidade de atendimento, num sistema de saúde já sobrecarregado, com faltas de leitos disponíveis, cancelamento de cirurgias eletivas, pode ser ainda maior e, quando associada também à variável preço, por uma provável mudança nas preferências dos consumidores por planos de saúde em tempos de pandemia e as incertezas quanto à extensão da sobrecarga dos sistemas de saúde no Brasil, pode elevar o preço de entrada dos planos individuais, já escassos, comercializados pelas operadoras de planos de saúde (preços estes que são de livre determinação na contratação, porém seus reajustes anuais são regulados pela ANS).

Em conclusão, acredita-se que este trabalho contribui em elucidar os impactos da concentração de mercado de planos de saúde no Brasil, ao utilizar uma abordagem de regionalização do problema da concentração, identificado altos índices médios de concentração de mercado entre 2014 e 2019, bem como impactos claros na qualidade de atendimento dos usuários nas regiões onde existe menor competitividade entre os planos de saúde. Neste sentido, as conclusões podem auxiliar a trazer mais perspectivas e variáveis para a tomada de decisões de políticas antitruste, na avaliação de novas propostas de fusões e aquisições que, neste segmento, continuam ocorrendo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AZEVEDO, P., ALMEIDA, S., ITO, N., BOARATI, V., MORON, C., INHASZ, W., & ROUSSET, F. (2016). A Cadeia de Saúde Suplementar no Brasil: Avaliação de Falhas de Mercado e Propostas de Políticas. *Inspere - Centro de Estudos em Negócios*.
- ANS. (12 de 2020). *Dados Gerais*. Fonte: ANS - Agência Nacional de Saúde Suplementar: <http://www.ans.gov.br/perfil-do-setor/dados-gerais>
- CLAUDINO, B. (2019). *Impacto da verticalização das operadoras de saúde no Brasil: uma análise do retorno dos ativos do setor*. São Paulo: Dissertação FGV-SP, Escola de Economia de São Paulo.
- AON. (2019). *Tendências Globais dos Custos da Saúde*. Fonte: <http://aonbrasil.com/tendencias-custos-saude-2019>
- ANDRADE, M., GAMA, M., RUIZ, R., MAIA, A., MODENESI, B., & TIBURCIO, D. (Dez de 2012). Mercados e Concentração no Setor Suplementar de Planos e Seguros Saúde no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico. Pesquisa e Planejamento Econômico*.
- ANS. (2015). *Estrutura de Concorrência no setor de Operadoras de Planos de Saúde no Brasil*. ANS, Rio de Janeiro.

FERREIRA, L. (2020). *Delimitação de mercados relevantes de planos de saúde e análise de concentração*. Fundação Getúlio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças, Rio de Janeiro.

CADE. (2018). *Cadernos do Cade: Atos de concentração nos mercados de planos de saúde, hospitais e medicina diagnóstica*. Conselho Administrativo de Defesa Econômica, Brasília.

CADE. (2016). *Guia para Análise de Atos de Concentração Horizontal*. Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), Brasília.

CADE. (2015). *Cadernos do Cade: Mercado de Saúde Suplementar: Conduas*. Departamento de Estudos Econômicos - Cade, Brasília.

SCANLON, D., SWAMINATHAN, S., LEE, W., & CHERNEW, M. (2008). Does Competition Improve Health Care Quality? *Health Research and Educational Trust*, pp. 1931-1951.

GUJARATI, D., & PORTER, D. (2011). *Econometria Básica* (Vol. 5). Amgh Editora.

DICKEY, D., & FULLER, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, pp. Vol. 74, p. 427-431.

HAUSMAN, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, pp. vol. 46 p. 1251-1271.

KENDALL, M., & BUCKLAND, W. (1971). *A Dictionary of Statistical Terms*. Nova York: Hafner Publishing Company.

DURBIN, J., & WATSON, G. (1951). Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression. *Biometrika*, pp. vol. 38, p. 159-171.

BHARGAVA, A., FRANZINI, L., & NARENDRANATHAN, W. (Out de 1982). Serial Correlation and the Fixed Effects Model. *Oxford University Press*, pp. Vol. 49, No. 4, pp. 533-549.

BADI, B. (2005). *Econometric analysis of panel data, 3rd edition*. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.

MCGUIGAN, J. (2016). *Economia de Empresas: aplicações, estratégia e táticas*. São Paulo: Cengage Learning.

ANS. (2019). *Caderno de Informação da Saúde Suplementar: Beneficiários, Operadoras e Planos*. Rio de Janeiro: ANS - Agência Nacional de Saúde Suplementar. Fonte: <http://www.ans.gov.br/perfil-do-setor/dados-e-indicadores-do-setor>

ANS. (2019). *Dados Consolidados da Saúde Suplementar*. Rio de Janeiro.

TABNET. (02 de 2021). *Informações em Saúde Suplementar*. Fonte: ANS TABNET: http://www.ans.gov.br/anstabnet/cgi-bin/dh?dados/tabnet_cc.def

ⁱ 10 mercados relevantes utilizados em (FERREIRA, 2020) foram excluídos por inconsistências ou falta de informação nas variáveis de qualidade e/ou salário. Trata-se de mercados relevantes pouco expressivos, sem a exclusão de nenhuma capital ou grande grupo de municípios.

ⁱⁱ Considerou-se que fontes de qualidade de operadoras de planos de saúde como o IDSS (Índice de Desempenho da Saúde Suplementar) seria mais completa por considerar quatro diferentes domínios de performance de uma operadora de plano de saúde, porém tal índice é calculado uma vez ao ano pela ANS e atribuído de forma horizontal e nacional, não havendo a possibilidade de distinguir a qualidade do atendimento de uma mesma operadora de plano de saúde em diferentes regiões do país, como propõe o trabalho. As NIPs, por outro lado, incluem informações a nível municipal, porém trata-se de denúncias mais graves feitas pelos usuários à ANS, em menor número absoluto.