

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**ANÁLISE DO EFEITO DE FLUTUAÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO SOB A ÓTICA DA SAÚDE PÚBLICA E PRIVADA**

Natália Ferreira Trigo
Nº de matrícula: 1510922

Orientador: Dimitri Joe de Alencar Szerman

Dezembro de 2018



PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**ANÁLISE DO EFEITO DE FLUTUAÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO SOB A ÓTICA DA SAÚDE PÚBLICA E PRIVADA**

Natália Ferreira Trigo
Nº de matrícula: 1510922

Orientador: Dimitri Joe de Alencar Szerman

Dezembro de 2018

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri a nenhuma forma de ajuda externa para realizá-lo, exceto quando autorizado pelo professor orientador.

Natália Ferreira Trigo

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Primeiramente, aos meus pais, Ricardo e Ana Paula, minha eterna gratidão pelo apoio incondicional durante toda a minha trajetória escolar e universitária. Minhas vitórias só foram possíveis graças à inspiração e motivação guiada por eles. Reconheço o enorme esforço e dedicação que fizeram por mim para garantir minha felicidade. Agradeço, acima de tudo, os valores compartilhados que contribuíram para minha formação pessoal.

Aos meus familiares, agradeço o eterno carinho e dedicação.

Ao meu orientador, professor Dimitri, meus agradecimentos por ter aceitado esse projeto com ânimo e por esclarecer minhas dúvidas com tranquilidade. Agradeço pelos conselhos, sugestões e opiniões compartilhadas que foram cruciais para a conclusão deste estudo e minha formação acadêmica.

Ao professor Gustavo Gonzaga, agradeço a minha primeira oportunidade de trabalhar como aluna de iniciação científica e a confiança no meu trabalho. Agradeço, principalmente, pela humildade, paciência e pelas orientações durante todo o projeto de pesquisa que muito acrescentaram na minha formação. Além disso, agradeço pela motivação e incentivo para prosseguir com os estudos acadêmicos.

Aos professores, Fábio Miessi, Miguel Foguel e Pedro Souza, não posso deixar de agradecer pela oportunidade de ser monitora. Agradeço pelas orientações, conversas e sugestões. Reconheço que, não somente, as monitorias aprofundaram o conhecimento adquirido no curso, como também me inspiraram para seguir com a pesquisa acadêmica.

À todos os professores do Departamento de Economia da PUC-RIO, pela arte de ensinar.

À Livia Gouvêa, doutoranda em Economia pela PUC-RIO, por todo o aprendizado e ensinamentos compartilhados no projeto *Data zoom* desenvolvido pelo Departamento de Economia com o financiamento da FINEP. Agradeço pela paciência durante a época de transição no PIBIC e por enfatizar a importância de seguir firme com os estudos.

Às minhas melhores amigas, desde a época do colégio Santo Inácio, que sempre estiveram ao meu lado, confiando no meu trabalho e partilhando conquistas e desafios.

Ao meu namorado, Lucas Maynard, por estar ao meu lado em todos os momentos. Agradeço o amor, carinho, apoio e motivação recebidos.

Aos meus colegas de Economia que dividiram comigo as alegrias, conquistas e preocupações durante os quatro anos de curso. Em especial, à minha amiga Vitoria Lima, que sempre acreditou em mim e compartilhou as inúmeras emoções vividas ao longo da faculdade.

“Sejamos gratos àqueles que nos fazem felizes, pois são os charmosos jardineiros que fazem nossas almas florescerem”.(Marcel Proust)

Sumário

1	Introdução	9
1.1	Motivação	11
2	Revisão de Literatura	14
3	Descrição dos dados	19
3.1	Cadastro Geral de Empregados e Desempregados	19
3.2	Estimativas do Tribunal de Contas da União	20
3.3	Agência Nacional de Saúde Suplementar	20
3.4	Sistema de Informações Hospitalares do SUS	21
3.5	Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde	21
3.6	Sistema de Informações de Mortalidade	22
3.7	Estatísticas descritivas	22
4	Metodologia Empírica	25
4.1	Análise sob a ótica da saúde suplementar	25
4.1.1	Interação da variável explicativa com dummy de trimestre	26
4.1.2	Regressão com termo quadrático	27
4.1.3	Estratégia por faixa etária	27
4.2	Análise sob a ótica de hospitalizações do SUS	29
4.2.1	Modelo com termos de interação	29
4.3	Análise do efeito sobre o total de óbitos	31
4.4	Análise do efeito sobre mortes infantis	31
5	Resultados	32
5.1	Saúde suplementar	32
5.2	Sistema Hospitalar do SUS	42
5.3	Taxa de Mortalidade	46
6	Conclusão	51
7	Apêndice	53
	Bibliografia	66

Lista de Figuras

4.1	Classificação da amostra por faixa etária	28
5.1	Resultados da estimação por faixa etária (2010-2017), variável dependente: Taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica por mil habitantes ¹	39
5.2	Resultado do teste de significância conjunta	41
7.1	Taxa de variação trimestral do número de beneficiários em planos de assistência médica por tipo de contratação do plano (Brasil, 2011-2017)	53
7.2	Correlação entre as taxas de variação do Produto Interno Bruto, da taxa de desocupação e da taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica (Brasil, 2012-2017)	54
7.3	Saldo mensal entre admitidos e desligados (CAGED, 2000-2017)	54
7.4	Taxa anual de criação líquida de postos formais (2004-2017)	55
7.5	Taxa de desocupação em % por grupos etários (PNADC, 2012-2017)	55
7.6	Taxa de crescimento do número de beneficiários de planos coletivos empresariais (ANS, 2010-2017)	56
7.7	Proporção de pessoas nada satisfeitas com a situação geral da economia do país (LatinoBarômetro, 2013-2017)	56
7.8	Proporção de pessoas satisfeitas ou muito satisfeitas com o funcionamento dos hospitais públicos do país (LatinoBarômetro, 2009-2015)	57
7.9	Gastos públicos x privados em saúde no Brasil (2011-2015)	57
7.10	Histograma, Correlação e Scatterplot (proporção de beneficiários de planos de assistência médica por município, taxa de desemprego trimestral do município, rendimento médio real do trabalho principal)	58
7.11	Admissões totais sobre Emprego Médio (CAGED, 2005-2017)	58
7.12	Desligamentos totais sobre Emprego Médio (CAGED, 2007-2017)	59
7.13	Relação entre N° de admitidos e N° de beneficiários de planos privados no município do RJ	59
7.14	Relação entre Log de beneficiários e Taxa de desemprego no município do RJ (2012-2017)	60
7.15	Gráfico de dispersão entre proporção de beneficiários de planos de assistência médica por município e Taxa de desemprego trimestral (2012-2017)	60
7.16	Taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes no município do RJ, fonte: CAGED (2010-2017)	61
7.17	Taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica no município do RJ por mil habitantes, fonte: ANS (2010-2017)	61

7.18	Varição mensal (%) do subgrupo “Saúde e Cuidados Pessoais do IPCA” (2012-2017)	62
7.19	Taxa de internações hospitalares do SUS (Brasil, 2008-2017)	62
7.20	Taxa de crescimento de óbitos de crianças menores de 5 anos em relação ao ano anterior (SIM, 2011-2016)	63
7.21	Taxa de crescimento de óbitos de crianças menores de 5 anos por diarreia em relação ao ano anterior (SIM, 2011-2016)	63
7.22	Taxa de crescimento de óbitos de crianças menores de 5 anos por pneumonia em relação ao ano anterior (SIM, 2011-2016)	64
7.23	Total de mortes por ano (SIM, 2000-2016)	64
7.24	Total de mortes infantis até 5 anos por diarreia e todos os tipos de pneumonia, segundo classificação do grupo CID-10 (SIM, 2000-2016)	65

Lista de Tabelas

3.1	Estatísticas Descritivas da base CAGED e ANS, base município-trimestre (2010-2017)	22
3.2	Estatísticas Descritivas dos dados do SISHUS, base município-trimestre (2010-2017)	23
3.3	Estatísticas Descritivas da base de mortalidade geral, base município-ano (2010-2016)	24
3.4	Estatísticas Descritivas da base de mortalidade de crianças até 5 anos por mortes via pneumonia e diarreia, base município-ano (2010-2016)	24
5.1	Resultado da 1ª estimação em painel (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica	33
5.2	Resultado da 2ª estimação (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos privados assistência médica	35
5.3	Resultado da 2ª estimação (2010-2017) com erro padrão em cluster de município, variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica	36
5.4	Resultado do modelo de interação com dummy de trimestre (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica	37
5.5	Regressão com termo quadrático (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica	38
5.6	Resultado da estimação (2010-2017), variável dependente: taxa de internação hospitalar por mil habitantes	43
5.7	Resultado do modelo com termo de interação (2010-2017), variável dependente: taxa de internação hospitalar por mil habitantes	44
5.8	Resultado da segunda estimação do modelo com termo de interação (2010-2017), variável dependente: taxa de internação hospitalar por mil habitantes	45
5.9	Resultado da estimação (2010-2016), variável dependente: taxa de mortalidade geral por mil habitantes	46
5.10	Resultado da estimação (2010-2016), variável dependente: taxa de mortalidade de crianças até 5 anos por pneumonia e diarreia por mil habitantes	49

Capítulo 1

Introdução

O setor de saúde é um sistema com diversas particularidades que o diferenciam dos demais setores da economia. Diferentemente de outros setores, há significativo grau de incerteza sobre qualidade do produto e imprevisibilidade da demanda por serviços médicos. A presença de incerteza nesse mercado associada ao problema de risco moral e de seleção adversa torna esse setor um mercado único (ARROW, 1963).

É plausível supor que a eventual ocorrência de um choque adverso na saúde seja fonte de desutilidade para os indivíduos avessos ao risco, uma vez que, os clientes não apenas incorrem em riscos de incerteza, como também em potenciais custos altos de tratamento médico (IUNES, 1995). Assim, o estabelecimento de mecanismos de seguros privados permite um ganho de bem-estar ao indivíduo, ao possibilitar a suavização de seu consumo de bens e serviços de saúde entre os diversos estados de natureza, reduzindo os gastos necessários na eventualidade de choque adverso na saúde (ANDRADE; LISBOA, 2001). Warren, Sullivan e Jacoby (2000) também aponta para esse risco de perdas financeiras, sobretudo, eventual falência em caso de doença. Já Doyle (2005) destaca para outra problemática: pessoas sem seguro podem receber menos tratamento médico que os segurados.

Desse modo, uma possível razão para a demanda por seguro privado é a possibilidade de funcionar como um instrumento de minimização de incertezas e dos riscos na demanda por serviços médicos.

No entanto, o indivíduo, ao adquirir o seguro, pode ter incentivo a alterar seu comportamento, praticando certas ações, que não ocorreriam na circunstância de falta do seguro. Diante da aquisição do seguro, pode haver a indução de utilização dos serviços médicos, uma vez que, o seguro médico representa uma redução do custo marginal de atendimento médico (PAULY, 1968; ANDRADE; LISBOA, 2001).

Em adição, a assimetria de informação no mercado gera problemas de seleção de risco. Como os seguradores não conseguem distinguir os indivíduos entre classes de risco, pode ocorrer que somente os indivíduos de maior risco permaneçam no grupo do seguro. Em outras palavras, ao contrário dos indivíduos de baixo risco, os indivíduos de risco elevado são aqueles com maior probabilidade de utilização dos serviços médicos de saúde. A principal razão para explicar essa possível falha de mercado é a maior disposição dos indivíduos de maior risco de pagar as mensalidades dos planos de saúde em busca de proteção na compra do seguro.

Em particular, no Brasil, o Marco Constitucional de 1988 estabeleceu o sistema público como financiador de um sistema público nacional de saúde, sendo responsável por várias políticas na tentativa de garantir a equidade no acesso aos serviços de saúde. A criação do Sistema Único de Saúde (SUS) representou a transferência de responsabilidade da União pela gestão de serviços de saúde para o município. Ademais, reconheceu-se também a complementaridade da atuação do setor privado de saúde suplementar, resultando, assim, no sistema de saúde de financiamento misto no país.

Sobre o mercado de saúde suplementar, existe uma vasta literatura sobre falhas de mercados e a necessidade de regulação devido aos problemas já mencionados de risco moral e de seleção adversa. No Brasil, a regulamentação do setor privado de saúde suplementar ocorreu com a promulgação da Lei nº 9656/1998 em conjunto com a Lei nº 9.961/2000, resultando na criação da Agência Nacional de Saúde suplementar, conhecida pela sigla ANS.

A ANS tem o papel de fiscalizar e definir regras de funcionamento no mercado de saúde suplementar. No período anterior à sua criação, não havia qualquer intervenção ou estabelecimento de regras no setor de operadoras de planos de saúde. Entre as suas funções, está o teto de reajuste máximo permitido pelas operadoras referentes aos planos individuais.

Conforme, consta na nota técnica da ANS disponibilizada pela plataforma ANS TABNET, os principais tipos de contratação dos planos em saúde suplementar oferecidos são:

-Individual ou familiar: “plano privado de assistência à saúde individual ou familiar é aquele que oferece cobertura da atenção prestada para a livre adesão de beneficiários, pessoas naturais, com ou sem grupo familiar” (ANS TABNET, 2018).

-Coletivo empresarial: “plano privado de assistência à saúde coletivo empresarial é aquele que oferece cobertura da atenção prestada à população delimitada e vinculada à pessoa jurídica por relação empregatícia ou estatutária” (ANS TABNET, 2018).

-Coletivo por adesão: “plano privado de assistência à saúde coletivo por adesão é aquele que oferece cobertura da atenção prestada à população que mantenha vínculo com pessoas jurídicas de caráter profissional, classista ou setorial” (ANS TABNET, 2018).

Em especial, no que tange à discussão, dentro do contexto de articulação entre o sistema público de saúde e sistema suplementar de saúde privada no Brasil, é fundamental enfatizar que a maioria dos gastos em saúde no Brasil continua sendo privado conforme a figura 7.9 mostra. Segundo Andrade, Noronha e Oliveira (2006), o gasto privado com saúde é composto em gasto privado das famílias e gasto privado das empresas. De forma sucinta, esses gastos podem ser subdivididos em duas categorias: o “out-of-pocket payments”¹ e os “pré-pagamentos”².

Em adição, outra perspectiva associada ao mercado de saúde suplementar é a demanda por serviços médicos públicos. Um tópico bastante discutido na literatura é como um choque na demanda por saúde privado pode impactar a demanda nos hospitais públicos. Dado o sistema de financiamento misto no país, suponha-se que as variáveis de gastos por saúde privado e a taxa de utilização de serviços médicos públicos estejam interligadas em algum grau.

Por outro lado, no contexto de despesas médicas, sejam essas, de natureza privada

¹pagamentos feitos pelos pacientes no posto de recebimento dos serviços, por exemplo, gastos com consultas médicas, medicamentos.

²inclui pagamentos antecipados, por exemplo, os seguros de saúde.

ou pública, é natural levar em conta a relação dos gastos em saúde com a saúde dos indivíduos. Desse modo, estende-se essa relação para uma análise sobre a variável de taxa de mortalidade. O principal ponto dessa relação seria supor que de alguma forma, os gastos de saúde impactam na probabilidade do indivíduo reportar um nível melhor de saúde, e dessa forma, apresentar menos chances de morte precoce por causas médicas.

1.1 Motivação

Em meados de 2014, o Brasil iniciou um período de forte crise econômica, cujos efeitos repercutem até hoje. Dados oficiais do Ministério do Trabalho indicam que entre 2015 e 2017 houve a redução de aproximadamente de 2,88 milhões de postos de trabalhos formais. Em especial, uma característica marcante dessa recessão foi o efeito negativo sobre o mercado de trabalho. Dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados na figura 7.4 mostram que a taxa anual de criação líquida de postos formais no mercado de trabalho entre 2004 e 2017 sofreu dois picos de queda durante as crises de 2008 e 2015.

Considerando o contexto de recessão econômica, o objetivo maior desse trabalho é avaliar, através de arcabouço econométrico, como a dinâmica de gastos em planos assistenciais em saúde suplementar e o sistema de hospitalização do SUS se relacionam com o funcionamento do mercado de trabalho e também se reestruturam em meio ao cenário de crise.

Como a pesquisa tem o caráter empírico de analisar se existe alguma relação pró-cíclica entre desempenho do mercado de trabalho e o sistema de saúde, é interessante analisar a percepção social dos brasileiros a respeito do funcionamento da economia e do progresso do país durante esse período. Será que as pessoas sentiram diretamente a crise?

Como podemos ver na figura 7.7, há uma percepção geral da sociedade de um retrocesso da economia e sentimento de estagnação. Assim, conforme as expectativas deste trabalho, a crise potencialmente afetou as decisões de despesas e poupança das famílias brasileiras.

Além disso, uma característica pertinente do sistema de saúde suplementar brasileiro é a predominância dos planos coletivos empresariais. Dados de setembro de 2017 disponibilizados pela ANS indicam 66,56% dos beneficiários de planos de assistência médica em planos coletivos empresariais.

Desse modo, são feitas quatro perguntas principais que este trabalho busca responder:

- Em primeiro lugar, a crise impactou de alguma forma o setor de saúde suplementar?
- Como foi esse efeito?
- Determinados grupos etários são mais sensíveis à esse efeito?
- Quais os possíveis desdobramentos da crise para a taxa de internação hospitalar do Sistema Único de Saúde do Brasil?
- Por último, qual é o efeito de uma crise econômica sobre a taxa de mortalidade?

Em consonância com a expectativa deste presente estudo, dados da ANS mostram que houve uma queda na taxa de crescimento de beneficiários em torno de 3,1% de dez/2016

em relação à dez/2015. A figura 7.6 indica a notória queda de beneficiários de planos coletivos empresariais, o que é condizente com as altas taxas de desemprego mensuradas na crise. Já a figura 7.1 apresenta a trajetória das taxas de variação trimestral por tipo de plano privado de assistência médica entre o período de 2011 até 2017. Nota-se que todos os tipos de contratação sofreram quedas expressivas em meados de 2015 e reportaram, sobretudo, taxas de variações negativas até o último trimestre analisado.

Sendo assim, a primeira questão que busca ser analisada neste trabalho, é entender como essa variação de contratação de planos privados de saúde está associada com a crise no mercado de trabalho. A figura 7.2 indica uma primeira intuição da ordem de magnitude da correlação entre essas variáveis. Enfatiza-se a sintonia entre a taxa de variação trimestral do Produto Interno Bruto e a taxa de variação trimestral da taxa de beneficiários de planos privados por mil habitantes e a correlação negativa de ambos com a taxa de variação trimestral da taxa de desocupação. De maneira análoga, há evidências na literatura internacional de uma associação negativa entre recessão econômica e gastos em saúde. Centrando-se na crise de 2009 que afetou a Europa, Keegan et al. (2013) evidencia uma relação negativa entre o grau de austeridade da recessão e financiamento em saúde (tanto privado quanto público).

Apesar dos dados agregados domésticos para gastos privados em saúde indicarem uma tendência de queda a partir de 2014, as respostas para as perguntas centrais deste trabalho não são imediatas. Os agentes econômicos estão, em tempo real, tomando decisões de gastos particulares sujeitos à uma restrição orçamentária, de forma a maximizar sua utilidade. Na prática, existem inúmeras razões capazes de induzir as despesas privadas em planos privados.

Os possíveis determinantes da demanda por planos privados de saúde são:

a) necessidade de se assegurar dupla integração, na contingência do sistema público não prover os serviços de saúde básicos e na possibilidade de sucateamento das unidades de atendimento ou qualidade de atenção inferior.

b) a presença de informação assimétrica em relação à qualidade da oferta dos serviços públicos.

Portanto, não é trivial, que num cenário de crise, as famílias deixem de arcar com planos privados em saúde. Dependendo de sua elasticidade renda e o quanto elas valorizam ter plano de saúde, elas podem preferir restringir consumo em outras áreas e continuar arcando com as mensalidades dos planos, dado que, saúde afeta diretamente o bem-estar do indivíduo e a capacidade produtiva do indivíduo.

Em conformidade com tais possíveis motivações, Farias (2001) ressalta que, as famílias de estratos de renda inferiores podem demandar a aquisição de planos de saúde, ao crer que estão mais protegidas com o duplo acesso. Ademais, elas podem atribuir para si certo “status social”, o que estimula a demanda por tais planos privados, independentemente do aumento de custos financeiros que eles podem acarretar em suas respectivas restrições orçamentárias.

Nesse caso, é possível supor que dependendo da percepção acerca do funcionamento dos hospitais, as famílias podem decidir o quanto demandar por saúde privada. É provável que, na eventualidade de um nível de satisfação baixo da população com o sistema público de saúde, a demanda por serviços médicos privados pode sofrer uma elevação. A figura 7.8 mostra que a satisfação com os hospitais públicos do país diminuiu a partir de 2011. Contudo, torna-se importante incluir uma ressalva nesse aspecto, visto que, o gráfico indica apenas uma medida de satisfação que não é necessariamente qualidade. Um potencial problema pode ser que pessoas tenham expectativas muito altas acerca de como

deve ser o funcionamento do sistema público de saúde, e com isso, reportam um nível de satisfação inferior.

Por outro lado, o presente estudo tem potencial capacidade de interligação com estudos internacionais de efeito de recessão sobre a saúde dos indivíduos e efeitos de flutuações no mercado de trabalho sobre a taxa de internações hospitalares do sistema público. Reis, Lari e Nardi (2015) alerta para o risco de uma retração no sistema de saúde suplementar sobrecarregar o sistema público de saúde. De maneira similar, pode-se pensar que, talvez, durante o auge da taxa de desemprego na crise brasileira, os indivíduos estejam duplamente expostos: perda financeira e queda nas variáveis de resultado em saúde. O estudo de Andrade et al. (2013) evidencia com dados da PNAD de 1998 que indivíduos sem cobertura privada e com menor nível socioeconômico apresentam menor probabilidade de utilização dos serviços de saúde e menor número médio de consultas.

Em adição, outra pergunta que este trabalho procura responder é se há alguma relação à crise econômica e a taxa de mortalidade no Brasil. Segundo estatísticas do Sistema de Informações de Mortalidade do DATASUS (Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil), é possível concluir:

- A taxa de crescimento anual (calculada como a taxa de crescimento do ano corrente em relação ao ano anterior) para o total de óbitos por diarreia para crianças menores de 1 ano até os 4 anos aumentou 12% de 2015 para 2016.
- A taxa de crescimento de mortes de crianças entre os 28 dias de vida e 4 anos aumentou 5% entre 2015 e 2016.
- A taxa de crescimento para o total de óbitos por pneumonia para crianças menores de 1 ano até os 4 anos aumentou 2,4% entre 2015 e 2016.

Analogamente, os dados recentes disponíveis na pesquisa Síntese de Indicadores Sociais (IBGE, 2017) elevam a gravidade dos potenciais impactos da crise econômica sobre a taxa de mortalidade infantil. Em 2016, a pesquisa estimou que 42% das crianças na faixa etária entre 0-14 anos viviam em condições de pobreza com apenas 5,5 dólares por dia.

Sob o mesmo tema de discussão, há diversos estudos internacionais que buscam entender a associação entre a aquisição do plano de saúde, recessão econômica e índices gerais de saúde. Ao analisar a aquisição de planos de saúde para crianças e seu impacto sobre as variáveis de saúde, Case, Lubotsky e Paxson (2002) aponta para evidências nos Estados Unidos de que crianças com seguro, seja privado ou Medicaid, têm uma saúde significativamente melhor. Os resultados são consistentes com um modelo, no qual, se o investimento for composto principalmente por despesas médicas, a cobertura de seguro em saúde assume papel trivial como determinante da saúde individual. Enquanto, Wang, Wang e Halliday (2017) evidencia que o aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego resulta na elevação de 0.8 pontos percentuais na probabilidade de reportar saúde precária, sendo esse efeito maior para os brancos, mulheres e indivíduos com menor nível de educação.

Portanto, uma pesquisa, tal como esta, que busca entender os potenciais efeitos da crise no setor de saúde, tanto na esfera privada quanto pública, em associação com uma análise de desdobramentos na taxa de mortalidade é uma nova contribuição aos estudos da área de Economia da Saúde no Brasil e desenho de políticas públicas na área de saúde que almejam o bem-estar da sociedade.

Capítulo 2

Revisão de Literatura

Suponha uma sociedade composta por indivíduos maximizadores de utilidade que escolhem em um determinado período t o quanto consumir de saúde privada, definida, especificamente nesta presente estudo, como seguro privado de saúde. Assim como o modelo de Grossman (1972), os indivíduos incorporam saúde diretamente em suas preferências.

A decisão individual de aquisição do plano de saúde está diretamente relacionada com sua renda e produtividade no trabalho. Por definição, assume-se que a renda individual é função da remuneração do trabalho definida pelo mercado de trabalho e da produtividade marginal do trabalho:

$$\text{Renda individual} = f(pPmg)$$

A priori, o modelo pressupõe que a renda esteja positivamente correlacionada com a probabilidade de aquisição de um seguro de saúde. Analogamente com a previsão de Grossman (1972), um bom nível de saúde permite a redução de horas perdidas com uma doença e tais custos eliminados podem ser interpretados como um retorno em um investimento na saúde. Em adição, esse modelo supõe que a eventualidade de um choque adverso na saúde seja uma fonte de desutilidade para o indivíduo e quanto mais avesso ao risco esse indivíduo for, sua demanda por serviços privados de saúde será provavelmente maior.

No entanto, esse modelo possui um componente adicional. A maioria dessa sociedade possui plano de saúde de tipo coletivo empresarial. Em outras palavras, a aquisição do seguro advém principalmente do vínculo empregatício. Desse modo, parece razoável supor, que para esse segmento específico da sociedade, o impacto de elevadas taxas de desemprego durante um período de recessão econômica seja relevante para explicar a dinâmica de gastos em saúde suplementar.

Por hipótese, há dois mecanismos nos quais a crise do mercado de trabalho tem potencial efeito sobre o número de beneficiários de planos de saúde:

a) efeito direto da redução de postos de trabalho formais sobre o cancelamento de planos coletivos empresariais de milhares de pessoas durante o auge do desemprego. Há o desligamento dos planos coletivos empresariais com a dissolução do vínculo trabalhista.

b) efeito direto da renda via desligamento do emprego. Quando o vínculo empregatício é cessado via demissão, a única forma possível de manter o plano de saúde com a operadora é o pagamento integral das mensalidades. É razoável supor que esse choque de

preço pode fazer com que os indivíduos optem por se desligar do plano (MAIA, 2012). Em época de economia desaquecida, é natural o corte de despesas familiares. Com a menor possibilidade de consumir mais serviços de saúde devido ao efeito do desligamento empregatício sobre a renda mensal individual, muitas famílias não encontram outra solução para crise e reduzem, conseqüentemente, os gastos com os planos de saúde. Sob essa condição, é interessante notar o aumento da contribuição do setor de saúde e cuidados pessoais na elevação da inflação no país. A figura 7.18 aponta para a dinâmica do aumento dos custos dos serviços médicos. Vale ressaltar que, com os reajustes substancialmente altos dos planos das operadoras durante esse período, muitas famílias optaram pelo desligamento do seguro por não ter mais condições de arcar com os gastos. Em outras palavras, as famílias sofreram simultaneamente o efeito do desemprego com a elevação dos gastos com saúde.

Em adição, o arcabouço institucional brasileiro composto pelo sistema misto de saúde pode privilegiar grupos economicamente mais favorecidos (ANDRADE et al., 2013). Na literatura nacional, há diversos estudos que apontam evidências empíricas de presença de desigualdade socioeconômica e regional no acesso aos serviços médicos particulares, sobretudo à cobertura privada de plano de saúde, tais como, Travassos et al. (2000), Nunes A. et al. (2001), Noronha e Andrade (2002), Andrade e Lisboa (2001b), Viacava et al. (2001), Silveira, Osório e Piola (2002), Ocké-Reis, Silveira e Andreatzi (2002) e Andrade et al. (2013). No entanto, não existe uma grande disponibilidade de estudos prévios no Brasil no que tange à discussão de correlação entre desempenho do mercado suplementar de saúde e recessão econômica.

Há um consenso na literatura de que cada estrato de renda é compatível com um perfil de gasto específico. Silveira, Osório e Piola (2002) através de microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE (PNAD) mostram que a dimensão de gastos em saúde com planos de saúde aumenta conforme a magnitude dos estratos de renda. Andrade e Lisboa (2001b) também evidenciam a concentração de grupos de renda superior na cobertura privada de saúde entre os grupos sociais e regiões do Brasil.

De maneira similar, o estudo de Noronha e Andrade (2001), através de informações dos dados do Suplemento de Saúde da PNAD de 1998, confirma a presença de desigualdade de acesso aos serviços de saúde, em privilégio dos grupos mais favorecidos economicamente. Não somente, Nunes et al. (2001) evidenciam que o gasto anual per capita com planos de saúde aumenta conforme o nível de renda per capita domiciliar a partir de dados da PNAD de 1998, como Viacava et al. (2001), ao controlar pela idade do indivíduo, também estima que as variáveis de posição no mercado de trabalho, escolaridade e raça apresentem poder explicativo sobre a utilização de serviços de saúde tanto para homens e mulheres.

Em acréscimo, através de metodologia de regressão logística, Travassos et al. (2000) evidenciam, para indivíduos incluídos no primeiro tercil de renda, uma probabilidade 3,07 vezes maior de reportar estado de saúde ruim ou regular no Nordeste do que a probabilidade dos indivíduos pertencentes ao topo dos extratos de renda. Analogamente, Almeida et al. (2000) reporta uma variação na expectativa de vida ao nascer entre os grupos socioeconômicos. Os resultados do estudo estimam que, para indivíduos do grupo de extrato de renda menor, a expectativa de vida era de 51,7 anos comparado com 73,5 anos entre aqueles do grupo de renda superior.

Portanto, a maior parte desses estudos brasileiros que analisam a evolução dos gastos privados em saúde destaca fatores de renda como determinantes cruciais para os gastos

privados em saúde. Para extratos mais ricos, o principal componente dos gastos é a mensalidade de planos de saúde, enquanto para indivíduos mais pobres, a maior parcela dos gastos é com medicamentos (SILVEIRA; OSÓRIO; PIOLA, 2002). Desse modo, a literatura brasileira é consistente no fato de que fatores de renda são cruciais para explicar diferenças com gastos per capita em saúde nas regiões metropolitanas.

De maneira análoga, na literatura internacional, há uma vasta disponibilidade de estudos sobre os efeitos de crise econômica na saúde dos indivíduos e decisões de gastos privados em saúde. Em primeiro lugar, não é conclusiva a respeito da elasticidade renda dos gastos em saúde (FARAG et al., 2012). Porém, empiricamente, sugere que tanto os gastos públicos como os privados são pró-cíclicos (WHO, 2009).

A equação 2.1 abaixo estimada pelo estudo de Gruber and Madrian (1987) reportou a redução na probabilidade de ter cobertura de plano de seguro privado após o desligamento no emprego em até 20 pontos percentuais.

$$PRIVINS_{it} = \alpha A + \beta NOJOB_{it} + X'_i \delta + \pi'_s State + T'_s time + \epsilon_{it} \quad (2.1)$$

- Privins = dummy indicando cobertura por plano privado de seguro em um particular mês.
- NOJOB = indicador para aquele sem emprego em determinado mês.
- X= vetor de características individuais observáveis (idade, estado civil...)
- State,time = estado, ano e mês, panel de dummies.

Ademais, o estudo de Schaller e Stevens (2015) ao modelar uma função de produção de Saúde definida na equação 2.2 e 2.3, estima uma redução de aproximadamente 14 pontos percentuais no acesso ao seguro privado logo após o desligamento do emprego e um aumento pequeno e significativo no acesso de seguro público.

$$H_{it} = (1 - \theta_{it})H_{it-1} + I_{it} \quad (2.2)$$

$$I = F(M, T, E) \quad (2.3)$$

- $H_{i,t}$ = Nível de saúde do indivíduo i no período t
- θ = Taxa de depreciação da saúde
- I = Investimento em saúde
- M = Insumos de cuidados de saúde
- T = Tempo individual dedicado aos cuidados com saúde
- E = Capital humano individual

A interpretação do modelo sugere que perdas financeiras associadas ao desemprego podem reduzir os gastos com insumos dedicados ao cuidado com saúde individual ($\Delta M < 0$). De acordo com as previsões desse modelo, o estudo de Portela e Thomas (2013), ao analisar o impacto da crise nos anos 2000 no financiamento e utilização de recursos na saúde da Europa, indica uma associação negativa entre a taxa de desemprego e as despesas totais de saúde como porcentagem do Produto Interno Bruto (PIB).

Enquanto, Waters, Saadah e Pradhan (2003), ao estudar o impacto da crise asiática em meados de 1997 no sistema de saúde da Indonésia, evidencia que a estagnação econômica levou a uma queda substancial da demanda pelos serviços médicos públicos e privados. Conforme a previsão do arcabouço básico do modelo descrito anteriormente,

o aumento da inflação e do desemprego afetou negativamente as despesas das famílias com saúde. Já, Bíró e Hellowellc (2016), ao estudar a interação entre os setores público e privado no mercado de saúde, concluíram que um aumento na taxa de cobertura de seguro privado no Reino Unido está positivamente relacionado com a taxa de emprego e status financeiro.

Todavia, em relação às possíveis externalidades de uma crise econômica sob o sistema público de saúde, há uma pergunta central: será que a taxa de internação do SUS aumentou como reflexo do aumento da demanda por serviços médicos públicos durante a crise? Há evidências na literatura de que a perda de cobertura de planos privados em saúde pode levar a um aumento na demanda por saúde pública, e conseqüentemente aumentar a pressão sobre os orçamentos públicos. Nunes et al. (2001) demonstra que quanto maior a classe de renda, menor a proporção de internações no SUS. Dessa forma, pode-se supor que, com o impacto negativo da crise econômica sobre a renda dos brasileiros, a taxa de internação via SUS aumente.

Dado o desenho institucional de financiamento misto brasileiro e a complementaridade do sistema privado de saúde ao SUS, Reis, Lari e Nardi (2015) reforçam o papel do sistema de saúde suplementar como um alívio da demanda ao SUS, além da sua importância como prestação de serviços assistenciais. Dessa forma, uma queda do dinamismo no mercado suplementar de saúde poderia refletir em uma migração de beneficiários para o sistema do SUS, comprometendo a capacidade do sistema público de saúde de absorver a demanda em excesso, tanto em termos, operacional (capacidade de leitos, infraestrutura adequada), quanto financeiro (quantidade de verba disponível para a gestão hospitalar).

Sob outra perspectiva semelhante, Musgrove (1987) destaca mecanismos nos quais o agravamento da economia do país pode ter impacto na saúde. Segundo o artigo, há dois canais possíveis:

a) redução da renda durante a recessão poderia levar a uma maior taxa de mortalidade e menor utilização de serviços privados de saúde visto o aumento do desemprego.

b) redução dos gastos do governo durante a crise pode afetar tanto a quantidade quando a qualidade dos serviços públicos de saúde.

Ademais, há evidências na literatura internacional acerca desse tópico. Os resultados de Simou e Eleni Koutsogeorgou (2014) sugerem que durante a crise econômica na Grécia (2009-2013), houve um aumento em torno de 24% no número de admissões de pacientes nos hospitais públicos durante 2009 e 2010 e uma queda na taxa de internação em hospitais privados em torno de 25-30%, possivelmente dada à impossibilidade dos pacientes continuarem arcando com os custos privados de saúde num cenário de alta taxa de desemprego.

Em contrapartida, será que a crise econômica tem algum potencial impacto na taxa de mortalidade e saúde dos indivíduos? Ruhm (2000), Ruhm (2015), Ruhm (2016), Neumayer (2004), Adda, Gaudecker e Banks (2009) indicam evidências empíricas de efeitos positivos da recessão sobre a saúde.

Ao analisar dados dos Estados Unidos entre 1972-1991, Ruhm (2000) reporta que o aumento em um ponto percentual na taxa de desemprego reduziu a taxa de mortalidade prevista em 0,5% e também provocou reduções nas mortes por influenza e pneumonia. Ruhm (2016) também apresenta estimativas de uma relação inversa entre mortalidade e desemprego. Essa análise inova ao estimar que recessões nacionais dos Estados Unidos tenham efeitos benéficos sobre a mortalidade total, confirmando evidências anteriores de flutuação pró-cíclica da taxa de mortalidade.

Por outro lado, a respeito da taxa de mortalidade infantil, há evidências do caráter

pró-cíclico da mesma. Dehejia e Adriana Lleras-Muney (2004) avaliam que mudanças no mercado de trabalho são capazes de afetar o comportamento dos pais e consequentemente a saúde de seus filhos. Em épocas de desaquecimento do mercado de trabalho, o custo de oportunidade do tempo em atividades benéficas à saúde diminui. O pressuposto é a possibilidade do aumento da taxa de desemprego causar uma elevação na disponibilidade do tempo para as atividades positivamente relacionadas com a saúde. Para uma mulher gestante, por exemplo, as chances de praticar exercícios físicos benéficos para a sua própria saúde e à do seu bebê são possivelmente maiores durante a crise econômica. Em adição, não somente a crise no mercado de trabalho provoca uma diminuição na cesta de consumo de bens em geral, como também ocasiona um efeito negativo na probabilidade de consumo em bens negativos à saúde das mães e de seus filhos, tais como, álcool e cigarro, haja vista a redução da renda disponível. Desse modo, um contexto de alta taxa de desemprego poderia impactar positivamente na saúde dos recém-nascidos. De maneira análoga com as hipóteses, os resultados do estudo sugerem uma correlação positiva entre taxa de desemprego e a saúde dos recém-nascidos. Além desse fato, os recém-nascidos durante um período de alta taxa de desemprego também apresentam menor taxa de mortalidade pós-neonatal.

Em suma, a hipótese central que motiva tais resultados é o fato de que, durante o período de recessão econômica, as mães substituem o tempo fora do mercado de trabalho em atividades que provocam melhoras na saúde, de tal forma que, o efeito substituição do tempo dedicado às atividades benéficas à saúde supere o possível efeito negativo da renda advindo do afastamento do mercado de trabalho.

Embora os estudos descritos acima evidenciem uma correlação negativa entre recessão econômica e taxa de mortalidade, Zavras et al. (2012) ao estudar o contexto econômico da crise de 2009 na Grécia, estima que os indivíduos desempregados tenham menor probabilidade de reportar um nível de saúde satisfatório. Ademais, segundo Ferrari e Bertolozzi (2012), as mortes pós-neonatais (após os 27 dias de vida da criança) estão correlacionadas sobretudo com as condições socioeconômicas. Determinantes, tais como, saneamento básico, qualidade de moradia e acesso à saúde são as principais causas para as mortes pós-neonatais. Em adição, França et al. (2001) evidencia a importância do nível socioeconômico como determinante de óbitos infantis por causas evitáveis, tais como, diarreia, pneumonia e desnutrição. Os resultados indicam uma associação significativa entre a renda per capita e escolaridade da mãe ao óbito infantil.

Desse modo, o possível efeito líquido de uma crise econômica sobre a saúde dos indivíduos não é trivial. Sob um ponto de vista, há mecanismos que explicam as hipóteses para uma relação positiva entre essas duas variáveis, assim como evidências na literatura internacional. Entretanto, também é razoável crer que uma deterioração das condições financeiras esteja negativamente correlacionada com os índices de saúde da sociedade.

Capítulo 3

Descrição dos dados

As informações para o presente estudo foram extraídas do Sistema de Informações de Beneficiários (SIB) da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS), Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho. Para a análise sobre o sistema público de saúde, dados disponibilizados pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil (DATASUS) foram obtidos através do Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SISHUS), Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde do Brasil (CNES) e Sistema de Informações de Mortalidade (SIM).

3.1 Cadastro Geral de Empregados e Desempregados

Os microdados originais do CAGED em formato txt foram retirados do site do Ministério do Trabalho. Destaca-se a disponibilidade de dois microdados em formato diferentes na plataforma do Ministério do Trabalho: *CAGED com ajuste* e *CAGED sem ajuste*. A base de dados com ajuste está organizada por competência de declaração e contém movimentações recebidas fora do prazo de doze meses. Contudo, para fins desse trabalho, optou-se por utilizar a série sem ajuste do CAGED.

A principal vantagem de usar os dados do CAGED em comparação com a pesquisa PNAD do IBGE é a possibilidade de maior desagregação dos dados. Enquanto, a PNAD se restringe apenas aos 27 municípios da capital, com os microdados mensais do CAGED, é possível a desagregação em nível municipal (total de 5.568 municípios). Por outro lado, em relação aos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), o CAGED possui a vantagem de disponibilidade de dados até o ano de 2017. A principal limitação dos dados da RAIS é o fato de que, no presente momento de realização deste trabalho, os últimos dados disponíveis são referentes ao ano de 2016. Haja vista a importância do ano de 2017 para o mercado de saúde suplementar através da queda marcante de beneficiários nesse período, optou-se por utilizar a base de dados do CAGED.

Para a estimação dos resultados no mercado de saúde suplementar, extraiu-se das bases de dados CAGED e ANS um vetor de códigos de municípios comuns entre os dois. A estratégia empírica de dados de painel exige que o mesmo município conste em todos os meses analisados. Sendo assim, a primeira etapa de manipulação foi extrair dos mi-

crodados mensais do CAGED, todos os municípios que apareciam ao longo de 12 meses de cada ano. Posteriormente, repetiu-se o passo para a base de dados da ANS e, em seguida, calculou-se o vetor comum de municípios entre as duas bases. No total, há 4117 municípios na base de dados para a análise do efeito da crise econômica sobre o mercado de saúde suplementar entre o período de 2010-2017. Em adição, como os dados do CAGED são mensais e os dados da ANS trimestrais, houve a necessidade de transformar os microdados do CAGED em dados trimestrais.

$$\text{Taxa de criação líquida de emprego} = \left(\frac{\text{Admitidos} - \text{Desligados}}{\text{População residente}} \right) \times 100 \quad (3.1)$$

$$\text{Taxa de admissões de carteira assinada} = \left(\frac{\text{Admitidos}}{\text{População residente}} \right) \times 100 \quad (3.2)$$

$$\text{Taxa de admissões por mil habitantes} = \left(\frac{\text{Admitidos}}{\text{População residente}} \right) \times 1000 \quad (3.3)$$

3.2 Estimativas do Tribunal de Contas da União

Para calcular as variáveis de taxa de criação líquida de emprego, taxa de admissão, taxa de mortalidade e taxa de internação hospitalar, extraíram-se os dados populacionais anuais de cada município das estimativas do TCU (Tribunal de Contas da União) disponibilizadas pelo DATASUS. Haja vista a limitação de acesso às bases de dados populacionais em nível mensal e trimestral os dados da população em determinado ano foram replicados quatro vezes para os trimestres dos respectivos anos.

3.3 Agência Nacional de Saúde Suplementar

Os dados do Sistema de Informações de Beneficiários (SIB) estão disponíveis em intervalos trimestrais (março, junho, setembro e dezembro), a partir de março de 2000. A variável utilizada neste trabalho foi o número de beneficiários de planos de assistência médicas de acordo com as especificações de município de residência do beneficiário, período de competência e faixa etária. Conforme nota técnica da Agência Nacional de Saúde Suplementar, o conceito de beneficiário é atribuído ao indivíduo com vínculos aos planos de saúde. Dessa forma, a base de dados pode conter vários vínculos para um mesmo indivíduo que possui mais de um plano.

Outro ponto importante é a atualização contínua da base de dados do SIB com a correção de competências anteriores. Para fins desse trabalho, utilizou-se a versão dos dados abertos da ANS atualizados no dia 06/08/2018. Com esses dados disponíveis da ANS, é possível calcular por município o número de beneficiários por planos privados de assistência médica conforme tipo de contratação.

$$\text{Taxa de beneficiários por mil habitantes} = \left(\frac{\text{Total de beneficiários}}{\text{População residente}} \right) \times 1000 \quad (3.4)$$

3.4 Sistema de Informações Hospitalares do SUS

Para a análise dos possíveis desdobramentos da queda de beneficiários em planos privados no sistema público de saúde, utilizaram-se os dados do Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SISHUS) gerido pelo Ministério da Saúde brasileiro.

A finalidade do SISHUS é registrar todos os atendimentos provenientes de internações hospitalares que foram financiadas pelo SUS. Em adição, as variáveis utilizadas para o presente estudo referem-se a quantidade de AIHS (autorização de internação hospitalar) autorizadas pelas unidades hospitalares do SUS (públicas ou particulares conveniadas). Os dados também são mensais, sendo possível a desagregação por município do estabelecimento hospitalar.

As variáveis de interesse para o estudo proposto são: a quantidade total de internações por local de estabelecimento do hospital do SUS. Enfatiza-se, que segundo nota técnica do DATASUS, é necessário excluir as observações na base de dados referentes às AIHS pagas com caráter de longa permanência para computar o número de internações hospitalares.

A taxa de internação hospitalar por mil habitantes é definida como:

$$\text{Taxa de internação} = \left(\frac{\text{Número de internações hospitalares}}{\text{População residente no município no período}} \right) \times 1000 \quad (3.5)$$

3.5 Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde

As variáveis utilizadas do Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde do Brasil (CNE) se referem aos recursos físicos nos hospitais dos estabelecimentos do SUS. Ressalta-se que a principal variável de interesse para este trabalho é a quantidade de leitos existentes do SUS por local de internação, em nível municipal.

Para fins de estratégia empírica, também se optou por controlar pela capacidade do sistema hospitalar público. Entretanto, não há um índice já existente que indique essa medida de interesse. Sendo assim, como proxy ¹ para a infraestrutura hospitalar pública dos município, calculou-se uma medida de capacidade do sistema público por mil habitantes, definida como:

$$\text{Capacidade do sistema} = \left(\frac{\text{Total de leitos existentes do SUS}}{\text{População residente no município no período}} \right) \times 1000 \quad (3.6)$$

¹“*Grosso modo*, uma variável proxy é algo que está relacionado com a variável não-observada que gostaríamos de controlar em nossa análise” (WOOLDRIDGE, 2006, cap.9)

3.6 Sistema de Informações de Mortalidade

Com o Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) em conjunto com a base de dados populacional do DATASUS descrita acima, é possível calcular a taxa anual de mortalidade por mil habitantes. Para este trabalho, foram definidas duas variáveis: a taxa de mortalidade geral por mil habitantes e a taxa de mortalidade por causas específicas (pneumonia e diarreia).

$$\text{Taxa de mortalidade geral} = \left(\frac{\text{Quantidade de óbitos}}{\text{População residente}} \right) \times 1000 \quad (3.7)$$

$$\text{Taxa de mortalidade} = \left(\frac{\text{Total de óbitos por pneumonia e diarreia}}{\text{População residente}} \right) \times 1000 \quad (3.8)$$

3.7 Estatísticas descritivas

A tabela 3.1 apresenta as estatísticas descritivas da base utilizada na análise sob a ótica do sistema de saúde suplementar. Uma primeira conclusão notável é a confirmação da desigualdade de acesso aos serviços médicos particulares no país, conforme as evidências da literatura nacional indicam. Não somente, observa-se uma enorme dispersão no total de beneficiários entre os municípios do Brasil, como também o desvio padrão elevado no total de admissões por município.

Tabela 3.1: Estatísticas Descritivas da base CAGED e ANS, base município-trimestre (2010-2017)

Estatísticas	N	Média	Desvio padrão	Mín	Máx
Admissões totais	131.744	1.112	9.462,9	0	577.818
Taxa de admissões	131.744	1,7	2,0	0.0	67,2
Total de beneficiários	131.744	11.506,8	120.629,5	0	6.553.579
População	131.744	45.474,7	245.151,1	805	12.106.920
Log do total de beneficiários	131.744	6,8	1,9	0	15,7

Notas: A taxa de admissões é definida pela equação 3.2.

Sob a perspectiva do sistema público de saúde, as estatísticas descritivas da tabela 3.2 indicam disparidade no número de internações hospitalares pelo Sistema Único de Saúde entre os municípios. É interessante notar também com a figura 7.19 que a taxa de internação hospitalar do SUS por mil habitantes entre o período de 2008-2016 apresentou

uma tendência de queda, mas em 2017 houve uma quebra dessa trajetória através de um pequeno aumento em relação ao ano anterior.

Tabela 3.2: Estatísticas Descritivas dos dados do SISHUS, base município-trimestre (2010-2017)

Estatística	N	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
Total de admissões	53.472	2.416,9	14.742,6	1	577.818
Total de internações	53.472	1.482,3	5.847	3	178.144
Taxa de internação	53.472	16,5	11,4	0,1	215,2
Taxa de admissões	53.472	18,9	17,6	0,05	447,1
População residente	53.472	90.010,3	379.556,1	2.199	12.106.920

Notas: a definição da taxa de internação hospitalar encontra-se na equação 3.5 e a taxa de admissões é definida pela equação 3.3.

Ademais, com a combinação das bases de dados da PNAD Contínua Trimestral com a ANS, é possível construir os gráficos das figuras 7.10 e 7.14. A figura 7.10 apresenta histogramas discretos de cada variável, correlações das variáveis em pares, e gráficos de dispersão entre duas variáveis com a linha de melhor aproximação para a associação linear entre elas. Em consonância com os resultados de que extratos de renda maiores estão associados à parcela de gastos per capita em saúde maiores (SILVEIRA; OSÓRIO; PIOLA, 2002), o rendimento médio do trabalho principal, definido como proxy para extrato de renda é positivamente correlacionado com a proporção de beneficiários de planos de assistência médica. Assim como, a figura 7.14 também evidencia uma correlação negativa entre a taxa de desemprego do município do Rio de Janeiro e o log de beneficiários de planos privados de assistência médica

Por outro lado, analogamente com as evidências da revisão de literatura nacional, uma simples comparação entre proporção de beneficiários e taxa de desemprego entre municípios de cada região na figura 7.15 reforça a disparidade de acesso aos planos privados de saúde entre as regiões do Brasil. Enquanto Sul e Sudeste lideram com as proporções mais altas de beneficiários de planos de assistência médica, o Norte e Nordeste são as regiões com menores índices. Possivelmente, as famílias residentes nas regiões mais pobres gastam um volume menor de recursos em saúde e têm menos acesso aos planos privados de saúde. Entre os determinantes das diferenças marcantes entre os gastos per capita em assistência à saúde nas regiões metropolitanas estão os fatores de renda e demográficos (OCKÉ-REIS; ANDREAZII; SILVEIRA, 2002). Como a maior parcela de renda nacional se concentra nas regiões Sudeste e Sul, a dimensão dos gastos em assistência à saúde nos municípios dessas regiões é acentuada.

Outro aspecto importante é a diferença de magnitude das taxas de desemprego. Não apenas as regiões Sul e Sudeste lideram com maiores taxas de proporção de beneficiários, como também apresentam menores taxas de desemprego. Desse modo, o gráfico de

dispersão parece estar de acordo com a hipótese central desse trabalho, isto é, a correlação negativa entre taxa de desemprego e o número de beneficiários de planos privados de saúde.

Em relação ao ponto de vista dos desdobramentos da crise econômica na taxa de mortalidade, as estatísticas descritivas da tabela 3.3 mostram que há uma significativa variância no total de óbitos por ano entre os municípios. Enquanto a tabela 3.4 apresenta um desvio padrão grande na taxa de admissão por mil habitantes no ano entre os municípios.

Tabela 3.3: Estatísticas Descritivas da base de mortalidade geral, base município-ano (2010-2016)

Estatística	N	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
Total de admitidos	28.819	4.596,2	38.941,3	11	2.205.968
Total de óbitos	28.819	278,8	1.609,7	0	77.466
Taxa anual de admissão	28.819	68,1	70,7	0,6	1.159,6
Taxa de mortalidade	28.819	6,3	1,7	0,0	15,7
População residente	28.819	45.217	243.979	805	12.038.175

Notas: a definição da taxa de mortalidade encontra-se na equação 3.7 e a taxa de admissão é definida pela equação 3.3.

Tabela 3.4: Estatísticas Descritivas da base de mortalidade de crianças até 5 anos por mortes via pneumonia e diarreia, base município-ano (2010-2016)

Estatística	N	Média	Desv. Padrão	Mín	Máx
Total de admitidos	16.807	7.366,7	50.800,6	11	2.205.968
Total de óbitos	16.807	0,9	3,7	0	142
População residente	16.807	70.875,6	316.915,9	2.134	12.038.175
Taxa admissão	16.807	66,9	69,3	0,6	982
Taxa de mortalidade	16.807	0,02	0,05	0	1

Notas: a definição da taxa de mortalidade encontra-se na equação 3.8 e a taxa de admissões é definida pela equação 3.3.

Capítulo 4

Metodologia Empírica

4.1 Análise sob a ótica da saúde suplementar

Com a metodologia de dados em painel, especificou-se um modelo de regressão linear para estudar a dinâmica do crescimento de beneficiários de planos de saúde suplementar ao longo do tempo e sua relação com a flutuação no mercado de trabalho brasileiro.

Definindo o primeiro modelo:

$$Y_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,m,t} + \alpha_m + \gamma_t + \epsilon_{m,t} \quad (4.1)$$

- $Y_{m,t}$ = Log do número de beneficiários de planos privados de assistência médica.
- $X_{1,m,t}$ = Taxa de criação líquida de emprego formal definida pela equação 3.1 do capítulo 3.
- α_m = Efeito fixo de município
- γ_t = Efeito fixo de tempo.

Ao combinar séries temporais com dados de corte transversal, este modelo de dados em painel parece ser mais adequado para captar a dinâmica da mudança do número de beneficiários.

Em adição, ao longo desse trabalho, também foi estimado um segundo modelo definido pela equação 4.2 para captar o efeito de ser admitido no mercado de trabalho formal sobre o total de beneficiários, através da variável explicativa taxa de admissões no setor formal. É plausível supor que, ao adquirir um posto formal, o trabalhador com carteira assinada tenha maiores chances de possuir um plano de saúde privado.

Há duas hipóteses que explicam: o efeito renda via o salário do emprego formal e o acesso aos planos coletivos empresariais (entre os benefícios comuns de trabalhadores de carteira assinada, está o acesso aos planos coletivos da empresa). A respeito do efeito renda, em geral, os rendimentos de trabalhos informais são menores, e, portanto, menor a possibilidade para trabalhadores sem carteira assinada de consumir bens e serviços de saúde privado. Além disso, a migração de uma situação de desempregado para um cenário

de empregado formal provoca um impacto positivo na renda disponível do indivíduo para o consumo.

Definindo o segundo modelo:

$$Y_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{2,m,t} + \alpha_m + \gamma_t + \lambda_m * t + \epsilon_{m,t} \quad (4.2)$$

- $Y_{m,t}$ = Log do número de beneficiários de planos privados de assistência médica.
- $X_{2,m,t}$ = Taxa de admissões no setor de carteira assinada definida pela equação 3.2 do capítulo 3.
- α_m = Efeito fixo de município
- γ_t = Efeito fixo de tempo.
- $\lambda_m * t$ = Tendências temporais específicas de município.

4.1.1 Interação da variável explicativa com dummy de trimestre

A terceira estratégia empírica voltada para o mercado de saúde suplementar consiste na hipótese de que o efeito da crise de mercado de trabalho seja marcante em períodos após o início da recessão. Em outras palavras, é plausível que, para períodos anteriores da crise, a variável explicativa do modelo tenha pouco poder explicativo sobre a variável de interesse. Provavelmente, mudanças na taxa de admissão em trimestres anteriores de 2014 ocasionaram pouca alternância no total de beneficiários. Sendo assim, definiu-se um modelo que interagisse a variável explicativa com uma dummy de trimestre, a qual assumisse valor 1 apenas para os trimestres referentes à crise econômica.

$$Y_{m,t} = \alpha_1 + \beta_1 X_{m,t} + \beta_2 (\delta_{trimestre} * X_{m,t}) + \alpha_2 \delta_{trimestre} + \epsilon_{m,t} \quad (4.3)$$

- $Y_{m,t}$ = Log do total de beneficiários de planos privados de assistência médica.
- $X_{m,t}$ = Taxa de admissões no setor de carteira assinada definida pela equação 3.2 do capítulo 3.
- $\delta_{trimestre}$ = Dummy trimestral

$$\delta = \begin{cases} 1, & \text{a partir do 1º trimestre de 2014} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.4)$$

$$E(Y_{m,t} | \delta_{trimestre}, X_{m,t}) = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1 X_{m,t}, & \delta_{trimestre} = 0 \\ (\alpha_1 + \alpha_2) + (\beta_1 + \beta_2) X_{m,t}, & \delta_{trimestre} = 1 \end{cases} \quad (4.5)$$

4.1.2 Regressão com termo quadrático

Em adição, também é provável que um modelo que pressupõe um efeito linear da variável explicativa sobre a variável de interesse não seja capaz de captar todo o efeito da crise do mercado de trabalho. É possível que a taxa de admissões de carteira assinada tenha um efeito não linear sobre o total de beneficiários de planos de saúde. Assim sendo, definiu-se um quarto modelo incluindo um componente quadrático da variável explicativa.

$$Y_{m,t} = \beta_1 X_{m,t} + \beta_2 X_{m,t}^2 + \alpha_m + \gamma_t + \epsilon_{m,t} \quad (4.6)$$

- $Y_{m,t}$ = Log do número de beneficiários de planos privados de assistência médica.
- $X_{m,t}$ = Taxa de admissões no setor de carteira assinada definida pela equação 3.2 do capítulo 3.
- $X_{m,t}^2$ = Taxa de admissões no setor de carteira assinada, definida pela equação 3.2, ao quadrado.
- α_m = Efeito fixo de município
- γ_t = Efeito fixo de tempo.

Ao incluir o termo quadrático da taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes na estimação, a interpretação do efeito da mudança dessa variável sobre a taxa de beneficiários por mil habitantes passa a ser:

$$\Delta \hat{y} \approx (\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2) \Delta x \quad (4.7)$$

4.1.3 Estratégia por faixa etária

Por outro lado, uma possível abordagem ao modelo é a adição de uma nova dimensão de análise empírica, na qual o efeito da crise do mercado de trabalho passa a variar por faixa etária. É interessante classificar a amostra por faixa etária com o intuito de captar uma heterogeneidade na evolução do ritmo de contratações por subgrupos da população. A partir de 2015, a figura 7.5 indica uma queda na taxa de desocupação com magnitudes diferentes por grupos etários. Ademais, por razões de estrutura e planejamento familiar, algumas faixas etárias podem ter menor probabilidade de desligamento de planos privados de saúde.

Dessa forma, é possível supor que o efeito sobre a taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica seja distinto para cada grupo etário. Faixas etárias que sofreram maior variação com a taxa de desemprego devem ser mais sensíveis às contratações de planos de saúde privados, dado um efeito renda negativo de maior magnitude comparado a outros subgrupos da amostra.

De maneira similar, há evidências na literatura de que, certas faixas etárias são mais sensíveis às variações cíclicas da economia. Cawley et al. (2011), ao investigar o impacto da conjuntura macroeconômica durante o período da Grande Recession (2007-2009) na cobertura de seguro de saúde dos americanos, concluiu que o aumento de um ponto

percentual na taxa de desemprego estadual está associado a uma redução de 1,67 ponto percentual (2,12%) na probabilidade dos homens terem seguro de saúde. Em especial, o efeito é maior para aqueles que estudam em universidades, brancos e idosos (50-64 anos de idade) homens.

Sendo assim, com o intuito de analisar se, de fato, existe um efeito diferenciado por grupo etário, estimou-se o seguinte modelo:

$$Y = \beta_{g,0} + \beta_{g,1}X + \epsilon \quad (4.8)$$

- Y = Taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica por mil habitantes definida pela equação 3.4 do capítulo 3.
- X = Taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes definida pela equação 3.3 do capítulo 3.
- $\beta_{g,0}$ = Estimativas de intercepto para cada grupo etário g .
- $\beta_{g,1}$ = Estimativas para o coeficiente da variável explicativa para cada grupo etário g .

A amostra de dados para a estimação foi dividida em 6 grupos etárias, conforme a figura 4.1 mostra:

Figura 4.1: Classificação da amostra por faixa etária

Anos	Classificação	Faixa etária numérica
20-24 anos	A	1
25-29 anos	B	2
30-34 anos	C	3
35-39 anos	D	4
40-44 anos	E	5
45-49 anos	F	6

Entretanto, para verificar as diferenças nas funções de regressões entre os grupos, conforme sugerido em Wooldridge (2006), incluiu-se dummies de cada grupo etário e termos de interação para testar a significância conjunta dos termos de interação. Um adendo importante é que se omitiu um grupo etário para evitar a multicolinearidade perfeita, dado a permanência do intercepto na regressão.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 \text{etaria1} + \gamma_2 \text{etaria2} + \gamma_3 \text{etaria3} + \gamma_4 \text{etaria4} + \gamma_5 \text{etaria5} + \alpha_1 \text{etaria1} * X + \alpha_2 \text{etaria2} * X + \alpha_3 \text{etaria3} * X + \alpha_4 \text{etaria4} * X + \alpha_5 \text{etaria5} * X + \epsilon \quad (4.9)$$

- etaria1 , etaria2 , etaria3 , etaria4 , etaria5 são dummies de cada faixa etária.
- α_1 , α_2 , α_3 , α_4 , α_5 são os coeficientes para os termos de interação entre as dummies de grupo etário com a variável taxa de admissão por mil habitantes.

$$etaria1 = \begin{cases} 1, & \text{faixa etária 1 (20-24 anos)} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.10)$$

$$etaria2 = \begin{cases} 1, & \text{faixa etária 2 (25-29 anos)} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.11)$$

$$etaria3 = \begin{cases} 1, & \text{faixa etária 3 (30-34 anos)} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.12)$$

$$etaria4 = \begin{cases} 1, & \text{faixa etária 4 (35-39 anos)} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.13)$$

$$etaria5 = \begin{cases} 1, & \text{faixa etária 5 (40-44 anos)} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.14)$$

Dessa forma, a hipótese nula do teste de significância conjunta é:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5$$

4.2 Análise sob a ótica de hospitalizações do SUS

Para captar o impacto sobre a utilização dos estabelecimentos do SUS, a regressão estimada também seguiu a metodologia de dados em painel:

$$Y_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{m,t} + \alpha_m + \gamma_t + \lambda_s * t + \epsilon_{m,t} \quad (4.15)$$

- $Y_{m,t}$ = Taxa de internações hospitalares do SUS por mil habitantes definida pela equação 3.5 do capítulo 3.
- $X_{m,t}$ = Taxa de admissão de carteira assinada no mercado de trabalho formal por mil habitantes definida pela equação 3.3 do capítulo 3.
- α_m = Efeito fixo de município
- γ_t = Efeito fixo de tempo.
- $\lambda_m * t$ = Tendências temporais específicas de município.

4.2.1 Modelo com termos de interação

Considerando o contexto do Sistema de Hospitalizações do SUS, é bem provável que o efeito da crise econômica sobre as variáveis de internações seja baixo. A principal razão por trás pode ser o fato de que o SUS opera em plena capacidade em alguns municípios. Em outras palavras, um aumento na demanda pelo sistema público de saúde como

reflexo da crise econômica não irá se traduzir em maiores internações, dada a capacidade máxima do sistema. É plausível supor, que nesses casos, uma maior migração de antigos beneficiários de planos de saúde não necessariamente se refletiria em um aumento nas internações, mas, na prática, em maiores filas nas unidades hospitalares do SUS.

Assim sendo, é natural supor que o efeito parcial da taxa de admissão de carteira assinada no mercado formal de trabalho dependa da magnitude da capacidade de infraestrutura hospitalar pública dado que a taxa de internação hospitalar depende da quantidade de leitos municípios. Em municípios com taxa de ocupação de leitos máxima, a maior procura pelos hospitais públicos não irá se manifestar em maiores internações haja vista a limitação física de leitos disponíveis. Portanto, há um efeito interação entre a taxa de internação hospitalar do SUS e a capacidade do sistema público de saúde. O modelo estimado foi:

$$Y_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{m,t} + \beta_2 Z_{m,t} + \beta_3 X_{m,t} * Z_{m,t} + \alpha_m + \gamma_t + \lambda_s * t + \epsilon_{m,t} \quad (4.16)$$

- $Y_{m,t}$ = Taxa de internações hospitalares do SUS por mil habitantes definida pela equação 3.5 do capítulo 3.
- $X_{m,t}$ = Taxa de admissão de carteira assinada no mercado de trabalho formal por mil habitantes definida pela equação 3.3 do capítulo 3.
- $Z_{m,t}$ = Capacidade de infraestrutura hospitalar, definida pela equação 3.6 do capítulo 3.
- $X_{m,t} \times Z_{m,t}$ = Interação entre a taxa de admissão com a medida de capacidade de infraestrutura hospitalar.
- α_m = Efeito fixo de município
- γ_t = Efeito fixo de tempo.
- $\lambda_m * t$ = Tendências temporais específicas de município.

No entanto, é necessário um adendo importante: hospitais com baixas taxas de ocupação de leitos disponíveis podem, não somente, apresentar filas nos hospitais, como também, baixa capacidade para as internações. A explicação para essa eventualidade decorre de uma análise multifatorial. Ao mesmo tempo em que, o hospital tem leitos disponíveis, é possível que haja a escassez de condições adequadas de infraestrutura do mesmo para a internação, tais como, falta de equipamentos para uma determinada operação, carência de especialistas médicos (realidade de muitas regiões do interior brasileiro) e lentidão ou descaso médico no atendimento.

Todavia, enfatiza-se que, pela limitação de dados e melhores alternativas, essa variável de capacidade de infraestrutura hospitalar foi usada como uma aproximação para a infraestrutura hospitalar para fins de testarmos a hipótese do modelo.

4.3 Análise do efeito sobre o total de óbitos

Com o objetivo de analisar possíveis desdobramentos da crise do mercado de trabalho sobre a saúde da sociedade brasileira, estimou-se um primeiro modelo, sem especificar por qualquer tipo de causa de morte ou por faixa etária. O modelo estimado em painel foi:

$$Y_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{m,t} + \alpha_m + \gamma_t + \lambda_s * t + \epsilon_{m,t} \quad (4.17)$$

- $Y_{m,t}$ = Taxa de mortalidade por mil habitantes definida pela equação 3.7 do capítulo 3.
- $X_{m,t}$ = Taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes definida pela equação 3.3 do capítulo 3.
- α_m = Efeito fixo de município
- γ_t = Efeito fixo de tempo.
- $\lambda_m * t$ = Tendências temporais específicas de município.

4.4 Análise do efeito sobre mortes infantis

Em contraste com o modelo anterior, restringiu-se a análise dos desdobramentos da crise econômica sob mortes infantis até cinco anos por causas selecionadas (pneumonia e diarreia). A regressão estimada foi:

$$Y_{m,t} = \beta_1 X_{m,t} + \alpha_m + \gamma_t + \lambda_m * t + \epsilon_{m,t} \quad (4.18)$$

- $Y_{m,t}$ = Taxa de mortalidade de crianças até cinco anos por mil habitantes por pneumonia e diarreia definida pela equação 3.8 do capítulo 3.
- $X_{m,t}$ = Taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes definida pela equação 3.3 do capítulo 3.
- α_m = Efeito fixo de município
- γ_t = Efeito fixo de tempo.
- $\lambda_m * t$ = Tendências temporais específicas de município.

Capítulo 5

Resultados

5.1 Saúde suplementar

Taxa de criação líquida de emprego

A estimação da tabela 5.1 refere-se à equação 4.1 especificada na seção de metodologia empírica. A priori, o sinal negativo estimado para o coeficiente da taxa de criação líquida de emprego parece ser contraintuitivo e contrário à literatura prévia de efeitos de crises econômica. No entanto, sob algumas hipóteses, o resultado torna-se compreensível. Em segundo lugar, enfatiza-se que o coeficiente estimado não é estatisticamente diferente de zero.

É de extrema importância para a compreensão dos resultados, um breve resumo sobre o mercado de trabalho no Brasil. A expectativa prévia seria supor que os dados no Brasil retratassem um aumento de demissões por iniciativa do empregador em período de desaquecimento da economia. Contudo, uma particularidade crucial do mercado de trabalho brasileiro é sua alta rotatividade e seu caráter pró-cíclico (CORSEUIL et al., 2013). Na prática, ao contrário do observado empiricamente na maior parte dos países, as demissões sem justa causa no Brasil sofrem uma redução durante períodos de crise.

Em contrapartida com o esperado intuitivamente, os dados agregados do CAGED, de fato, indicam uma queda dos desligamentos totais em período recessivo conforme a figura 7.12. Entre os anos de 2010-2014, o total de desligamentos atingiu quase 50% do emprego médio. Com o início do período de recessão econômica nos últimos anos, a taxa caiu para em torno de 37%.

É provável que essa especificidade brasileira sugira a existência de falsos acordos entre os patrões e seus empregados. Durante recessões, os falsos acordos tornam-se menos atraentes para os empregadores, dado a menor probabilidade de se arranjar um novo emprego. A literatura indica que o arcabouço institucional do país é um dos determinantes para essa característica do mercado de trabalho. Sob a ótica do trabalhador, os incentivos advindos das instituições legais permite extrair ganhos de renda (GONZAGA; PINTO, 2014). A combinação de mecanismos legais, tais como, o seguro-desemprego e o FGTS podem criar estímulos para demissões induzidas e relações empregatícias menos longevas.

Sendo assim, pode ser que, em algum grau, a variável taxa de criação líquida de emprego formal usada na equação 4.1, calculada a partir dos dados de desligamentos formais, esteja contaminada pelos falsos acordos.

Conforme descrito na seção de metodologia empírica pela equação 4.2, rodou-se outra especificação, usando a métrica de taxa de admissão para tentar contornar esse potencial problema. Em consonância ao esperado intuitivamente, os dados do CAGED indicam uma queda no ritmo de contratações no mercado formal nos últimos anos de crise econômica. A figura 7.11 indica que o número de admissões totais, que correspondia em torno de mais de 50% entre 2008-2014, diminuiu para 36,8% em 2017.

Por outro lado, outra potencial hipótese que explica esse resultado não esperado para a taxa de criação líquida de emprego se diz respeito à regulação dos planos privados de saúde. De acordo com a regulação da Agência Nacional de Saúde Suplementar, responsável pela regulação de planos de saúde do Brasil, na eventualidade de demissão sem justa causa ou exoneração, é assegurado ao beneficiário o direito de manter o plano de saúde coletivo. E mais, especificamente, “a manutenção do plano será correspondente a 1/3 (um terço) do tempo de permanência em que tenha contribuído para o plano, com um mínimo assegurado de seis e um máximo de 24 meses”(ANS, 2018).

Dessa forma, é possível que o número de beneficiários seja menos sensível aos desligamentos, em comparação às admissões. Possivelmente, o rompimento do vínculo empregatício tem um efeito defasado sobre o número de beneficiários de planos privados de saúde.

Tabela 5.1: Resultado da 1ª estimação em painel (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica

<i>Variável dependente:</i>	
Log do total de beneficiários	
Taxa de criação líquida de emprego	-0,0002 (0,0004)
Efeito fixo de município	SIM
Efeito fixo de tempo	SIM
Tendências temporais específicas de município	NÃO
Observations	131.744
Adjusted R ²	-0,033

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Taxa de admissão no setor de carteira assinada

Ao especificar a taxa de admissão de emprego formal como variável explicativa, pretende-se usar essa métrica como uma proxy para o desempenho do mercado de trabalho e testar a maior sensibilidade do número de beneficiários a essa nova medida.

As figuras 7.16 e 7.17 evidenciam uma trajetória semelhante de queda expressiva para essas duas variáveis nos últimos anos no âmbito regional do município do Rio de Janeiro. Em especial, a figura 7.13 aponta para uma correlação positiva entre o número de admitidos e o número de beneficiários para o município do Rio de Janeiro. Para outros municípios, a evolução das variáveis é parecida. Assim, diante da análise gráfica das figuras, é razoável supor uma correlação positiva entre as duas.

De acordo com a revisão de literatura prévia tanto nacional quanto internacional, quanto maior a renda disponível, maior a possibilidade de consumir serviços médicos privados. Sendo assim, espera-se que a queda do ritmo de contratações nos postos formais de trabalho se assemelhasse ao efeito de um choque de renda negativo para as famílias, e conseqüentemente, um impacto negativo sobre a variável de interesse. Os resultados da tabela 5.2 confirmaram essa expectativa de resultado.

O resultado para a primeira coluna da tabela 5.2 indica que, ao nível de significância de 1%, o coeficiente estimado para a variável taxa de admissão é significativamente diferente de zero. Em especial, o coeficiente estimado mostra que **o aumento em um ponto percentual na taxa de admissão no setor de carteira assinada aumenta em 0,5 % o total de beneficiários de planos de assistência médica**. Esse efeito estimado é coerente com a revisão de literatura discutida no capítulo 2.

Ao incluir as tendências temporais específicas de município na segunda coluna, permite-se que os municípios possuam tendências diferentes ao longo do tempo. Muitos municípios podem possuir tendências diferentes independentemente na variação da taxa de admissões no setor formal. Incluir tendências específicas de município ajuda a testar a robustez dos resultados. Mesmo após incluir as tendências de município, nossos resultados permanecem parecidos.

Ademais, com a inclusão de tendências, não há uma variação significativa de magnitude dos resultados. Os resultados permanecem parecidos. **O aumento em um ponto percentual na taxa de admissão no setor de carteira assinada aumenta em 0,2 % o total de beneficiários de planos de assistência médica**. Novamente, ao nível de significância de 1%, o coeficiente estimado para a variável taxa de admissão é significativamente diferente de zero.

Tabela 5.2: Resultado da 2ª estimação (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos privados assistência médica

	<i>Variável dependente:</i>	
	Log do total de beneficiários	
	(1)	(2)
Taxa de admissões por cem habitantes	0,005*** (0,001)	0,002*** (0,0004)
Efeito fixo de tempo	SIM	SIM
Efeito fixo de município	SIM	SIM
Tendências temporais específicas de município	NÃO	SIM
Observations	131.744	131.744
Nº de municípios	4.117	4.117
R ²	0,001	0,581
Adjusted R ²	-0,032	0,553

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Resultados da estimação com erro padrão em cluster

Em adição, também se especificou a estimação com cluster¹ por município, permitindo que as observações de cada variável estejam correlacionadas com as outras dentro

¹“Uma amostra cluster é um cross sections de indivíduos (ou famílias, firmas, e assim por diante), onde cada indivíduo é parte de um cluster” (WOOLDRIDGE, 2001)

de cada cluster, ao invés de considerarmos cada observação do município à parte individualmente. Neste presente estudo, o indivíduo da amostra que indexa o cluster de grupo é em nível municipal.

A tabela 5.3 indica que os resultados permanecem estatisticamente significantes ao nível de significância de 1% e de mesma magnitude à estimação anterior. O aumento de um ponto percentual na taxa de admissão de carteira assinada eleva em 0,5% o total de beneficiários de planos privados de assistência médica.

Tabela 5.3: Resultado da 2ª estimação (2010-2017) com erro padrão em cluster de município, variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica

<i>Variável dependente:</i>	
Log do total de beneficiários de planos privados	
Taxa trimestral de admissões	0,005*** (0,002)

Notas: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Resultados do modelo de interação da variável explicativa com uma dummy de trimestre

Conforme discutido no capítulo 4, na seção 4.1.1, também se estimou um modelo com interação da variável explicativa com a dummy de trimestre. A segunda coluna da tabela 5.4, indica que o aumento em um ponto percentual na taxa de admissão de carteira assinada por cem habitantes aumenta em 0,1% o total de beneficiários de planos privados de assistência médica em trimestres anteriores ao ano de 2014. **Para trimestres a partir do ano de 2014, estima-se que o aumento em um ponto percentual na taxa de admissão de carteira assinada por cem habitantes aumenta o total de beneficiários de planos privados de assistência médica em 0,7% (0,001+0,006).** O efeito para a variável explicativa é estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 1%.

A vantagem dessa estratégia empírica é o fato de que o coeficiente angular diferencial, β_2 , indica o quanto o coeficiente estimado da regressão para trimestres posteriores à 2014 difere (quando a variável binária de trimestre assume valor 1) em relação aos trimestres anteriores. Em consonância com o que foi discutido anteriormente na seção de metodologia empírica, é plausível supor que, antes da crise, uma mudança na variável explicativa possa ter um efeito diferente sobre a variável de interesse, comparado aos trimestres durante a recessão.

Dessa forma, β_2 mede a diferença no efeito da taxa de admissão por mil habitantes entre trimestres durante a crise econômica (a partir de 2014) e trimestres anteriores. Como, a diferença de retorno estimado da taxa de admissão de carteira assinada é + 0,006 e estatisticamente significativa (a estatística t é $0,006/0,001 = 6$), há a comprovação contra a hipótese de que o retorno da taxa de admissão por cem habitantes seja o mesmo para trimestres anteriores e posteriores de 2014.

Tabela 5.4: Resultado do modelo de interação com dummy de trimestre (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica

	<i>Variável dependente:</i>	
	Log do total de beneficiários de planos privados	
	(1)	(2)
Taxa de admissão de carteira assinada	0,288*** (0,003)	0,001** (0,001)
Dummy trimestral	0,160*** (0,013)	0,148*** (0,002)
Taxa de admissão*dummy trimestral	0,074*** (0,005)	0,006*** (0,001)
Efeito fixo de município	NÃO	SIM
Observações	131.744	131.744
Nº de municípios	4.117	4.117
R ²	0,108	0,113
Adjusted R ²	0,108	0,084

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Resultados do modelo com termo quadrático

Tabela 5.5: Regressão com termo quadrático (2010-2017), variável dependente: log do total de beneficiários de planos de assistência médica

<i>Variável dependente:</i>	
Log do total de beneficiários	
Taxa de admissão por cem habitantes	0,009*** (0,001)
(Taxa de admissão por cem habitantes) ²	-0,0002*** (0,00003)
Efeito fixo de município	SIM
Efeito fixo de tempo	SIM
Observations	131.744
R ²	0,001
Adjusted	-0,031

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Os resultados para a estimação com termo quadrático da variável explicativa sugerem na tabela 5.5 que $\hat{\beta}_1$ é > 0 e $\hat{\beta}_2 < 0$, indicando, assim, que a função quadrática tem formato parabólico. O resultado estimado com efeito fixo de município e tempo evidencia que o primeiro aumento de um ponto percentual na taxa de admissão por cem habitantes aumenta o total de beneficiários em $0.009 \approx 0,9\%$. O segundo aumento percentual na taxa de admissão tem um retorno menor $[0,009 - 2(0,0002)]*(1) \approx 0,0086$, ou seja, $0,86\%$. Supondo o efeito de uma mudança na taxa de admissão em 100 pontos percentuais, o efeito estimado sobre a variável de interesse é de cerca de $[0,009 - 2(0,0002)]*(100) \approx 0,86$, ou seja, 86% . O formato dessa função quadrática indica que a partir de certo ponto crítico,

uma mudança em x tem um efeito negativo sobre a variável y , o que sugere que a taxa de admissão por cem habitantes tenha um efeito marginal decrescente.

Na equação estimada, o ponto máximo da função pode ser calculado como:

$$x = \left| \frac{\hat{\beta}_1}{2\hat{\beta}_2} \right| \quad (5.1)$$

Substituindo os valores estimados de β_1 e β_2 , concluímos que o ponto crítico da função quadrática estimada é 22,5.

Resultados da estimação por faixa etária

Figura 5.1: Resultados da estimação por faixa etária (2010-2017), variável dependente: Taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica por mil habitantes ²

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TaxaBenef	TaxaBenef	TaxaBenef	TaxaBenef	TaxaBenef	TaxaBenef
TaxaAdm	0.736*** (75.17)	1.054*** (77.76)	1.240*** (69.14)	1.198*** (57.19)	1.170*** (50.55)	1.289*** (47.30)
_cons	9.959*** (136.79)	12.16*** (142.03)	13.35*** (148.05)	12.01*** (154.48)	10.52*** (164.96)	9.835*** (176.39)
N	54112	54112	54112	54112	54112	54112
R-sq	0.095	0.101	0.081	0.057	0.045	0.040
adj. R-sq	0.095	0.101	0.081	0.057	0.045	0.040

t statistics in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Ao analisar a figura 7.5 disponível no apêndice, é possível observar uma queda no padrão da trajetória da taxa de desocupação para a faixa etária de 40 a 59 anos em relação às outras duas de 18 a 24 anos e 25 a 39 anos. Em primeiro lugar, não aumentou tanto no ano de 16 em relação aos trimestres anteriores, e tampouco sofreu uma queda expressiva na taxa de desemprego nos últimos trimestres de 2017. Nota-se uma significativa queda na taxa de desemprego a partir do terceiro trimestre para o grupo etário de 18 a 24 anos e 25 a 39 anos.

Os resultados da estimação, conforme a figura 5.1 mostra, indicam um efeito positivo e estatisticamente significativo ao nível de 10% da taxa de admissão de carteira por mil habitantes sobre a taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica por

²As colunas representam respectivamente os resultados para cada faixa etária

mil habitantes em todas as faixas etárias. Contudo, o efeito estimado de maior magnitude é para o grupo etário, de classificação F ou faixa etária numérica seis (45-49 anos). O aumento em uma unidade da taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes aumenta em 1,289 a taxa de beneficiários por planos privados. Possivelmente, esse grupo etário é mais sensível à taxa de admissão formal, no sentido, de menor a probabilidade de conseguir um novo emprego posteriormente.

De maneira geral, nota-se uma maior dificuldade de recolocação no mercado de trabalho formal para adultos na meia idade e idosos. A figura 7.5 reforça um pouco essa hipótese, na medida em que evidencia uma dificuldade de tendência de reversão do aumento da taxa de desemprego para o grupo etário de 40 a 59 anos comparados a outras faixas etárias mais jovens. Dessa forma, é provável que para um indivíduo dentro dessa faixa etária, um desligamento no mercado de trabalho formal associado à permanência na situação de desempregado, provoque uma queda drástica na sua renda disponível para gastos pessoais, impossibilitando a manutenção da aquisição do plano de saúde privado.

Por outro lado, em geral, jovens sofrem maior barreira à entrada no mercado de trabalho formal devido à falta de experiência profissional. Empregadores tendem a ver jovens inexperientes como trabalhadores de alto custo de capacitação e treinamento. Em contrapartida, trabalhadores com mais tempo de experiência profissional possuem maior acumulação de capital humano associado, tornando-se mais atrativos aos recrutadores.

Contudo, também é plausível supor que haja uma tendência de suavização dos efeitos negativos da dificuldade de contratação dos mais jovens no mercado de trabalho através da permanência dos mesmos dentro de uma estrutura familiar. Muitos jovens que estão procurando emprego e não acham ainda vivem com suas respectivas famílias, de tal forma, que não precisam arcar individualmente com os custos e obrigações de impostos e contas a pagar. Em geral, filhos jovens estão incluídos nos planos de saúde familiares que cobrem todos os indivíduos da família.

Desse modo, torna-se compreensível que a variável taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica seja menos sensível a um aumento no ritmo de contratações para grupos etários mais jovens, visto que, há uma notável probabilidade desses jovens já possuírem planos de saúde financiados pelos pais. De fato, os resultados sugerem que o coeficiente estimado para a variável explicativa apresenta menor magnitude para faixa etária A, de 20-24 anos. O aumento em uma unidade na taxa de admissão por mil habitantes aumenta a taxa de beneficiários em 0,736.

Em conformidade com o que foi discutido na seção de metodologia empírica, também se estimou a equação 4.9 para fins de teste de significância conjunta dos termos de interação. A estatística F da figura 5.2 indica um p-valor com zero até 4 casas decimais, de modo que, assim, rejeita-se completamente a hipótese nula. Portanto, conclui-se que o coeficiente estimado para a taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes difere significativamente entre os seis grupos etários.

Figura 5.2: Resultado do teste de significância conjunta

```
. test etaria1A etaria2A etaria3A etaria4A etaira5A

( 1)  etaria1A = 0
( 2)  etaria2A = 0
( 3)  etaria3A = 0
( 4)  etaria4A = 0
( 5)  etaira5A = 0

      F( 5,324660) = 226.14
      Prob > F = 0.0000
```

5.2 Sistema Hospitalar do SUS

Em primeiro lugar, os resultados para a estimação da equação 4.15 descrita no capítulo 4, indicam que não há nenhuma correlação clara entre taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes e taxa de internação hospitalar por mil habitantes. A terceira coluna da tabela 5.6 que indica o resultado para a estimação com os efeitos fixos de tempo e município é a única que mostra uma relação negativa entre as duas variáveis. No entanto, ao controlar por tendências, o resultado, não somente, perde significância estatística como também muda de magnitude.

Sob a perspectiva de análise de um efeito renda positivo advindo da contratação formal no mercado de trabalho, a expectativa inicial seria supor uma relação negativa entre as duas variáveis. A priori, pressupõe-se que quanto maior a taxa de admissão por mil habitantes, maior a renda disponível para o consumo privado de bens e serviços e por sua vez, menor seria a utilização de serviços médicos públicos dado que os indivíduos teriam maiores condições de arcar com os custos particulares dos planos de saúde.

Contudo, essa análise apresenta uma falha ao excluir a possibilidade de um efeito substituição positivo na saúde durante a crise. Durante um período de desaquecimento econômico associado a uma menor taxa de admissão por mil habitantes, o custo de oportunidade do tempo diminui, e com isso, indivíduos podem gastar parte do tempo antes dedicado inteiramente para o trabalho, para atividades com efeitos positivos na saúde, em geral. Ademais, é plausível supor que durante uma época de forte crescimento econômico, a sociedade oferte trabalho excessivamente, o que poderia levar a resultados negativos na saúde e assim, aumentar a demanda por serviços médicos no sistema único de saúde.

Em adição, há um segundo mecanismo capaz de provocar esse efeito positivo na variável de internação. Possivelmente, indivíduos que já demandavam continuamente serviços de saúde por questões médicas em períodos anteriores, após perder a posse do plano privado de saúde durante a recessão, só tiveram a alternativa de recorrer ao sistema de hospitalizações do SUS, provocando, assim, um aumento na taxa de internação hospitalar pública. Sendo assim, torna-se compreensível uma relação positiva entre taxa de admissão e taxa de internação hospitalar.

Por outro lado, uma questão central abordada por Ruhm (2015) é a heterogeneidade do efeito de flutuações cíclicas na economia em diferentes causas de mortes. Uma possível abordagem adicional para um aprimoramento futuro deste trabalho seria especificar a variável dependente por tipo de internação de acordo com a décima Revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10) do DATASUS. A hipótese é que, provavelmente, a variável taxa de admissão por mil habitantes tenha um efeito diferente por tipo de internação. Há evidências do caráter pró-cíclico de mortes por doenças cardiovasculares e acidentes de transporte (RUHM, 2015).

É possível argumentar que durante uma época de forte crescimento econômico e mercado de trabalho aquecido, a taxa de internação por doenças cardiovasculares aumente dado o aumento de fatores causados pela sobrecarga de trabalho, tais como, estresse, sedentarismo e má alimentação. Assim como, uma maior mobilidade dos indivíduos visto o deslocamento acentuado para os postos de trabalho aumente as chances de acidente de trânsito. Dessa forma, uma redução na taxa de admissão provocaria um impacto negativo na taxa de internação por tais causas específicas.

Tabela 5.6: Resultado da estimação (2010-2017), variável dependente: taxa de internação hospitalar por mil habitantes

	<i>Variável dependente:</i>			
	Taxa de internação hospitalar			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Taxa de admissão por mil habitantes	0,032*** (0,003)	0,013*** (0,002)	-0,005** (0,002)	0,002 (0,002)
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM
Efeito fixo de município	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendências temporais específicas	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Observações	53.472	53.472	53.472	53.472
Nº de municípios	1.671	1.671	1.671	1.671
R ²	0,002	0,001	0,0001	0,471
Adjusted R ²	0,002	-0,031	-0,033	0,436

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Modelo com termos de interação

Como discutimos na seção 4.2.1 do capítulo 4, o pressuposto deste modelo é que a taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes pode ter um efeito diferente sobre a taxa de internação hospitalar por mil habitantes nos municípios com diferentes medidas de capacidade de infraestrutura. A questão central desse modelo é o efeito parcial de taxa de admissão sobre taxa de internação definido como:

$$\frac{\Delta \text{Taxa internação hospitalar}}{\Delta \text{Taxa de admissão}} = \beta_1 + \beta_3 \text{Capacidade} \quad (5.2)$$

Desse modo, a interpretação do efeito da taxa de admissão sobre a taxa de internação não pode ser feita somente através de uma análise do coeficiente estimado para a taxa de admissão indicado na tabela 5.7. É necessário inserir valores para a medida de capacidade para calcular o efeito parcial para a taxa de admissão. O valor médio da medida de capacidade do sistema hospitalar na amostra é 2,208166. Por conseguinte, a tabela 5.7 indica que no valor médio de capacidade, o efeito da taxa de admissão por mil habitantes sobre a taxa de internação hospitalar por mil habitantes é $[-0,009 + 0,003 \times (2,208166)] \approx -0,002$.

Tabela 5.7: Resultado do modelo com termo de interação (2010-2017), variável dependente: taxa de internação hospitalar por mil habitantes

<i>Variável dependente:</i>	
Taxa de internação hospitalar por mil habitantes	
Taxa de admissão por mil habitantes	-0,009*** (0,002)
Capacidade do sistema hospitalar	0,381*** (0,009)
Taxa de admissão * capacidade	0,003*** (0,001)
Observations	160.416
R ²	0,014
Adjusted R ²	0,003

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Em adição, é preciso rodar uma nova regressão, substituindo o termo de interação (Taxa de admissão x capacidade) por [Taxa de admissão x (2,208166 - capacidade)] para

testar se a estimativa -0.002 é estatisticamente significativa. A tabela 5.8 fornece as estimativas para essa nova regressão. O coeficiente estimado para β_1 na tabela 5.8 fornecerá o efeito da taxa de admissão por mil habitantes quando a medida de capacidade é 2,208166.

O resultado estimado na tabela 5.8 indica que capacidade média de infraestrutura hospitalar, a taxa de admissão por mil habitantes reduz em 0,002 a taxa de internação hospitalar por mil habitantes, sendo esse efeito significativo ao nível de 10%.

Outra questão importante levantada neste modelo é o fato dele sugerir que uma queda na taxa de admissão de carteira assinada produz um aumento maior na taxa de internação de internação hospitalar em municípios com uma medida de capacidade de infraestrutura hospitalar maior. Como $\beta_3 > 0$, a premissa inicial de um efeito positivo de interação entre a capacidade do sistema e a taxa de admissão de carteira assinada é confirmada. Para municípios com uma razão de quantidade de leitos disponíveis pelo SUS pela população residente mais elevada, o efeito de uma redução na taxa de admissão de carteira assinada produz uma mudança positiva maior na taxa de internação hospitalar.

Tabela 5.8: Resultado da segunda estimação do modelo com termo de interação (2010-2017), variável dependente: taxa de internação hospitalar por mil habitantes

<i>Variável dependente:</i>	
Taxa de internação hospitalar por mil habitantes	
Taxa de admissão por mil habitantes	-0,002* (0,001)
Capacidade do sistema hospitalar	0,381*** (0,009)
Taxa de admissão * capacidade	0,003*** (0,001)
Observations	160.416
R ²	0,014
Adjusted R ²	0,003

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.3 Taxa de Mortalidade

Impacto sobre o total de óbitos gerais

Conforme descrito na revisão de literatura, há evidências de comportamento pró-cíclico da taxa de mortalidade visto possíveis efeitos positivos da recessão sobre a saúde.

Tabela 5.9: Resultado da estimação (2010-2016), variável dependente: taxa de mortalidade geral por mil habitantes

	<i>Variável dependente:</i>			
	Taxa de mortalidade			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Taxa de admissão por mil habitantes	-0,0004*** (0,0001)	-0,001*** (0,0002)	0,001*** (0,0002)	0,00004 (0,0003)
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM
Efeito fixo de município	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendências temporais específicas	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Observações	28.819	28.819	28.819	28.819
Nº de municípios	4.117	4.117	4.117	4.117
R ²	0,0003	0,001	0,001	0,212
Adjusted R ²	0,0002	-0,165	-0,166	-0,103

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Em primeiro lugar, os resultados da tabela 5.9 não indicam estimativas seguras. As estimativas para a primeira e segunda coluna indicam uma relação inversa entre taxa de admissão por mil habitantes e taxa de mortalidade por mil habitantes. Em outras palavras, o coeficiente estimado indica que um aumento na taxa de admissão reduz a taxa de mortalidade, o que é intuitivo do ponto de vista de uma análise no efeito renda. Além do fato do mercado de trabalho formal fornecer menor variabilidade financeira em relação ao trabalho informal, é plausível supor que um aumento na taxa de admissão no município, aumentaria o valor total de renda disponível das famílias. De tal forma, que esse ganho adicional de renda advindo da contratação formal no mercado de trabalho possibilitaria maiores gastos com a saúde e atividades com externalidades positivas na saúde.

Por outro lado, ao adicionar o efeito fixo de tempo em conjunto com o efeito fixo de indivíduo na terceira coluna e posteriormente controlar por tendências temporais específicas de município na quarta coluna, o efeito estimado muda de magnitude e perde significância estatística. A relação entre taxa de admissão por mil habitantes e taxa de mortalidade por mil habitantes passa a ser pró-cíclica confirmando algumas evidências da literatura. Bhalotra (2010), ao analisar a recessão na Índia, assume a hipótese de que talvez as pessoas substituam o tempo distante do mercado de trabalho durante a recessão para atividades de cuidado de saúde, de tal forma que, o efeito substituição seja positivo para a saúde do indivíduo. As bases dessa hipótese podem ser vista num modelo simples de oferta de trabalho, descrito pelo Varian (2016).

Definindo as variáveis do modelo:

- M = renda monetária não resultante do trabalho
- C = quantidade de consumo
- p = preço do consumo
- L = quantidade de horas de trabalho ofertado
- \bar{L} = quantidade de horas totais disponíveis (tempo)
- W = salário

A premissa inicial do modelo é que os indivíduos estão em tempo real, decidindo o quanto alocar do seu tempo em trabalho (L) e lazer ($\bar{L} - L$). Em adição, o total gasto com consumo deve ser igual à renda monetária não resultante do trabalho e a renda do trabalho. A equação que mostra isso é:

$$pC = M + WL \quad (5.3)$$

A restrição orçamentária do indivíduo também implica que o total gasto com o consumo e lazer equalize a soma das dotações de consumo e tempo. Dessa forma, adicionou-se a segunda restrição do modelo:

$$pC + W(\bar{L} - L) = M + W\bar{L} \quad (5.4)$$

A partir da equação 5.4, podemos facilmente ver que quando a quantidade de trabalho ofertada é zero (caso em que $L=0$), a nova restrição torna-se:

$$pC = M, \text{ quando } L=0 \quad (5.5)$$

Assim, definimos a quantidade de consumo factível quando não há oferta de trabalho como \bar{C} ,

$$\bar{C} = \frac{M}{p} \quad (5.6)$$

Desse modo, há um possível mecanismo de efeito benéfico da recessão econômica na saúde que parecer contra intuitivo numa primeira análise. Como descrito no modelo, a alocação do tempo é dividida entre trabalho e lazer. Num cenário de baixa empregabilidade na economia, o total de indivíduos que ofertam $L = 0$ se eleva. Por consequência, para essa parcela desempregada da população ($\bar{L} - L$) se iguala à \bar{L} . Assim sendo, o indivíduo desocupado dispõe de uma maior quantidade de horas disponíveis totais para atividades de lazer e relaxamento. Ademais, dependendo do nível da renda M composta, por exemplo, de rendimentos de poupança e herança familiar, que o indivíduo detém, pode ser possível que o indivíduo ainda tenha um nível de consumo \bar{C} desejável para o seu bem estar próprio. Levando em conta todos esses fatores, é plausível supor uma substituição das horas previamente dedicadas ao trabalho para atividades que provocam significativas melhoras na saúde, como práticas de exercício físico e maior tempo disponível para convívio social e familiar.

Por outro lado, é possível supor que quando a taxa de salário é alta, haja maior incentivo para as pessoas demandarem menos lazer, visto que o custo de oportunidade do lazer aumenta. Dessa maneira, um maior dinamismo no mercado de trabalho pode provocar um efeito substituição negativo no lazer, e indiretamente, um efeito negativo nas condições na saúde do trabalho, tais como, maior o nível de estresse, fadiga, depressão, sedentarismo. Seguindo com essas hipóteses, a possível relação pró-cíclica entre taxa de admissão e taxa de mortalidade torna-se compreensível.

Além desses fatores, torna-se de extrema importância destacar um ponto fundamental analisado por Ruhm (2015): a baixa probabilidade de se obter estimativas confiáveis sobre a relação entre taxa de mortalidade e taxa de desemprego em amostras relativamente pequenas (bases de dados com menos de 15 períodos de tempo, segundo sua classificação). Aliás, os resultados de Tekin, McClellan e Minyard (2013), apesar de indicarem a associação negativa entre a taxa de desemprego e o tabagismo, consumo de álcool, obesidade e sedentarismo nos Estados Unidos, evidenciam estimativas pequenas e imprecisas ao controlar por tendências específicas de estado.

Apesar de diversos artigos na literatura sugerirem um comportamento pró-cíclico na relação entre taxa de desemprego e taxa de mortalidade, Ruhm (2015) destaca que as evidências são inconclusivas. Neste presente trabalho, argumenta-se que a amostra de análise (em nível anual-municipal, entre o período de 2010-2017) é pequena para obter estimativas mais conclusivas a respeito do efeito de variações no mercado de trabalho sobre a taxa de mortalidade geral. Além disso, a figura 7.23 indica um aspecto interessante: o total de mortes em cada ano por região do Brasil não apresentou nenhuma variação positiva muita expressiva entre os anos 2000-2016.

Impacto sobre as mortes pós-neonatais

De acordo com o especificado na equação 4.18 no capítulo 4, resolveu-se realizar um filtro no total de óbitos por tipos de mortes sensíveis às condições econômicas. Em particular, conforme a literatura existente sobre mortalidade infantil, resolveu-se testar a

correlação entre o total de óbitos infantis até cinco anos por pneumonia e diarreia com a taxa de admissão de carteira assinada.

Tabela 5.10: Resultado da estimação (2010-2016), variável dependente: taxa de mortalidade de crianças até 5 anos por pneumonia e diarreia por mil habitantes

<i>Variável dependente:</i>				
Taxa de mortalidade de crianças até 5 anos				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Taxa de admissão por mil habitantes	-0,0001*** (0,00001)	0,00004** (0,00001)	-0,00001 (0,00001)	0,00001 (0,00002)
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM
Efeito fixo de município	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendências temporais específicas	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Observações	16.807	16.807	16.807	16.807
Nº de municípios	2.401	2.401	2.401	2.401
R ²	0,006	0,0005	0,00001	0,176
Adjusted R ²	0,006	-0,166	-0,167	-0,155

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Em primeiro lugar, argumenta-se que o mesmo problema da estimação anterior aparece novamente: a baixa probabilidade de alcançar estimativas seguras com base de dados com menos de 15 períodos de tempo (RUHM, 2015). Embora, algumas estatísticas sobre a taxa de mortalidade infantil mostrem um pico de mortes infantis a partir de 2015, conforme as figuras 7.20, 7.21 e 7.22 indicam, o total de mortes de crianças até 5 anos por tipos de pneumonia e diarreia apresentou uma certa tendência de queda durante o período de 2000-2016, como a figura 7.24 mostra. Em termos de estimação, é bem provável que

o aumento de 12% de 2015 para 2016 na taxa de crescimento anual do total de óbitos por diarreia para crianças menores de 1 ano até os 4 anos não tenha sido captado de maneira confiável na estimação dado que as observações da amostra pequena terminam no próprio ano de 2016.

Os coeficientes estimados para a taxa de admissão são pequenos e ambíguos conforme mostra a tabela 5.10. A última coluna estima que o aumento da taxa de admissão por mil habitantes em uma unidade aumenta em cerca de 0,00001 a taxa de mortalidade de crianças até 5 anos, sendo a estimativa não significativa estatisticamente. O sinal do efeito da variável explicativa se alternou à medida que se adicionaram novas especificações de controle, de tal forma, não é possível afirmar nenhuma conclusão a respeito da relação entre taxa de admissão por mil habitantes e taxa de mortalidade de crianças até 5 anos. Em paralelo, também se torna interessante ressaltar que os resultados de Bhalotra (2010) sugerem que condições socioeconômicas piores no período gestacional e neonatal têm um efeito maior na taxa de mortalidade infantil em relação ao mesmo choque de deterioração econômica no período pós-neonatal.

Em adição, sobre o aspecto teórico do modelo, há um fator complicador quando se analisa a taxa de mortalidade infantil. A questão é simples: as decisões de quanto alocar com cuidados de saúde da criança, atenção e dedicações que todo filho pequeno exige não é feita pelo próprio. Em outras palavras, quem se apropria dos benefícios de uma melhora na saúde, não é necessariamente quem decide o quanto investir na saúde da criança. Embora, o esperado seja supor que os pais desejam sempre a melhor saúde possível para seus filhos, pode ser que a decisão de quando investir em cuidados básicos seja abaixo do nível ótimo. Em adição, tal hipótese torna-se mais factível para famílias de menores extratos de renda. Haja vista a alta imprevisibilidade financeira, a família pobre dedica a maior parte de seu tempo preocupada em ganhar renda, e assim, menor será o tempo disponível para a dedicação com os filhos. Ademais, infelizmente, famílias próximas da linha de pobreza e efetivamente pobres, possuem menor possibilidade de gastar com despesas médicas infantis. Suponha-se que a restrição orçamentária familiar seja negativamente correlacionada com doenças por causas evitáveis, como diarreia e pneumonia.

No entanto, se pensarmos no modelo de oferta de trabalho, o efeito da taxa de admissão pode ser ambíguo na taxa de mortalidade das crianças dado os mecanismos já discutidos anteriormente. É possível replicar a lógica do modelo de decisão de alocação de tempo entre trabalho e lazer para famílias com filhos pequenos. Famílias com crianças deverão dedicar parte do tempo disponível para lazer ($\bar{L} - L$) em dedicação e cuidados com as crianças.

Por um lado, podemos pensar que quando $L = 0$, a quantidade de consumo disponível, que agora, inclui despesas médicas infantis, depende da renda monetária não resultante do trabalho, M . Mas, para muitas famílias, essa variável M deve assumir valor baixo ou até zero. Então, dessa forma, esperaríamos um choque negativo na saúde dos filhos dessas famílias, dado a deterioração das condições socioeconômicas e impossibilidade de se gastar com cuidados básicos de saúde. No entanto, também, podemos pensar no efeito substituição positivo na quantidade de horas disponíveis para lazer. Talvez, em períodos de expansão econômica, as famílias estejam muito ocupadas com suas respectivas ocupações profissionais e dediquem menos tempo com cuidados básicos infantis que evitariam certos tipos de doenças evitáveis. Já, em períodos de recessão, como as pessoas estariam involuntariamente sem emprego, maior seria o tempo disponível com a atenção e cuidado com as crianças, que eventualmente poderia refletir, em algum grau, em uma melhora nos índices de saúde infantil.

Capítulo 6

Conclusão

Até o presente momento, a economia do país ainda tenta se recuperar dos efeitos negativos da grave recessão iniciada em meados de 2014. Não somente a crise afetou indicadores macroeconômicos, como impactou na decisão de consumo das famílias, em especial, no que se diz respeito ao setor da saúde. Ao restringir cestas de consumo, a crise potencialmente impactou negativamente no bem-estar dos indivíduos.

Sendo assim, este trabalho além de buscar entender os desdobramentos de crises no mercado de trabalho sobre o sistema de saúde suplementar e o sistema de hospitalizações do SUS, almeja analisar seus reflexos sobre a taxa de mortalidade geral e infantil, comparando-os com os resultados da literatura já existente.

Sob a perspectiva do mercado de saúde suplementar, os resultados obtidos com a metodologia empírica em painel foram coerentes com a literatura prévia de impactos de crises econômicas sobre a demanda de bens e serviços médicos privados. A estimação evidenciou uma relação inversa entre a taxa de admissão de carteira assinada e o log do número de beneficiários de planos privados de saúde, sendo os resultados significativos ao nível de 1%. Em adição, para trimestres a partir de 2014, época em que a recessão começou a repercutir efeitos, o coeficiente estimado para a taxa de admissão de carteira assinada aumentou de magnitude. Além disso, resultados para a estimação com termo quadrático sugerem um efeito marginal decrescente da taxa de admissão por cem habitantes sobre o total de beneficiários.

Por outro lado, ao adicionar a especificação por faixa etária, os resultados sugerem um efeito de maior magnitude da taxa de admissão por mil habitantes sobre o total de beneficiários por mil habitantes para a faixa etária entre 45-49 anos. O principal pressuposto é que esse grupo etário seja mais sensível às contratações formais haja a vista a maior dificuldade de recolocação no mercado de trabalho formal para adultos na meia idade.

Sob a ótica de saúde pública, a priori, não se chegou à nenhuma relação conclusiva a respeito da relação entre as variáveis taxa de admissão e taxa de internação hospital. Como foi discutido, há dois mecanismos contrários e factíveis em que a recessão econômica pode influenciar na saúde dos indivíduos. Não foi possível confirmar se houve reflexo da migração de antigos beneficiários de planos de saúde na taxa de utilização de serviços públicos, e em que direção foi esse efeito. Entretanto, ao especificar uma abordagem com interação de uma medida de infraestrutura hospitalar, há evidências de que uma redução na taxa de admissão de carteira assinada possui um maior impacto em municípios com

uma maior razão de leitos disponíveis pela população residente.

Em relação aos desdobramentos na taxa de mortalidade, as estimativas também não são seguras. Em consonância com a literatura, a discussão sobre um possível comportamento pró-cíclico da taxa de mortalidade permanece inconclusiva. Embora as estimativas sejam imprecisas a respeito do sistema de hospitalizações do SUS e os reflexos nas taxas de mortalidade, neste trabalho, buscou-se dissertar sobre os possíveis mecanismos da taxa de admissão por mil habitantes sobre tais variáveis e seus fundamentos microeconômicos.

Em síntese, esta pesquisa pretende contribuir com a literatura existente evidências de efeitos de crises na economia sobre o setor de saúde. É fundamental tentar compreender como as variáveis se comportam e analisar impactos de flutuações econômicas sobre a interação entre os sistemas público e privado de saúde com o intuito de colaborar com a elaboração de políticas públicas capazes de mitigar os custos da recessão para a sociedade e suavizar a desigualdade de acesso aos serviços médicos. Em adição, sob o ponto de vista da análise da saúde geral e infantil, a tentativa de esclarecer a associação entre flutuações nos ciclos econômicos e o nível de saúde dos indivíduos é de extrema importância para o desenho de políticas voltadas para a melhora de bem-estar e indicadores de saúde da população.

Capítulo 7

Apêndice

Figura 7.1: Taxa de variação trimestral do número de beneficiários em planos de assistência médica por tipo de contratação do plano (Brasil, 2011-2017)

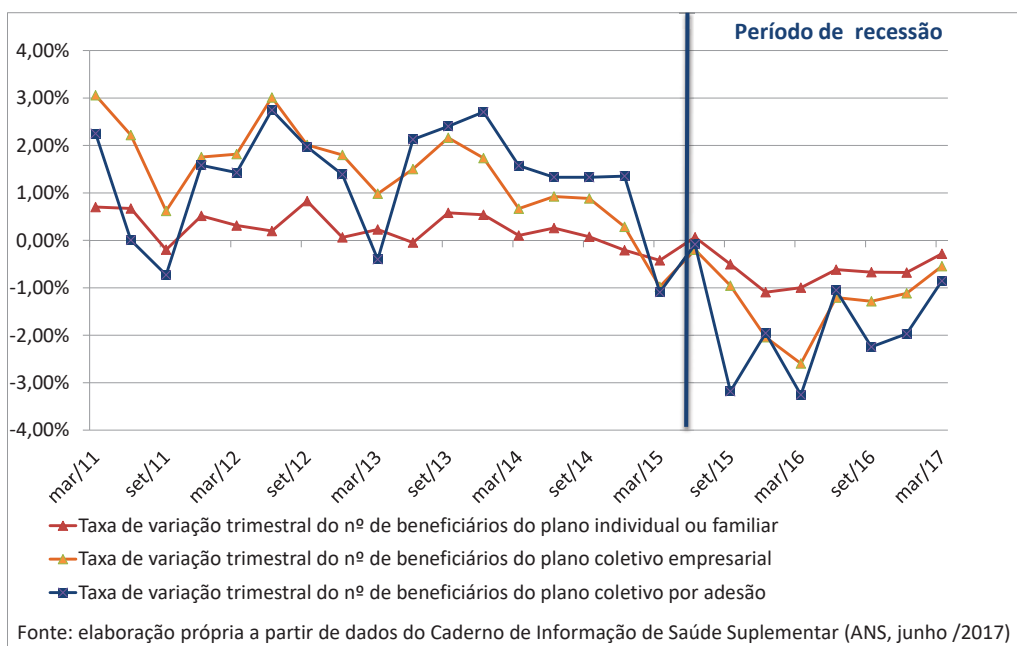


Figura 7.2: Correlação entre as taxas de variação do Produto Interno Bruto, da taxa de desocupação e da taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica (Brasil, 2012-2017)

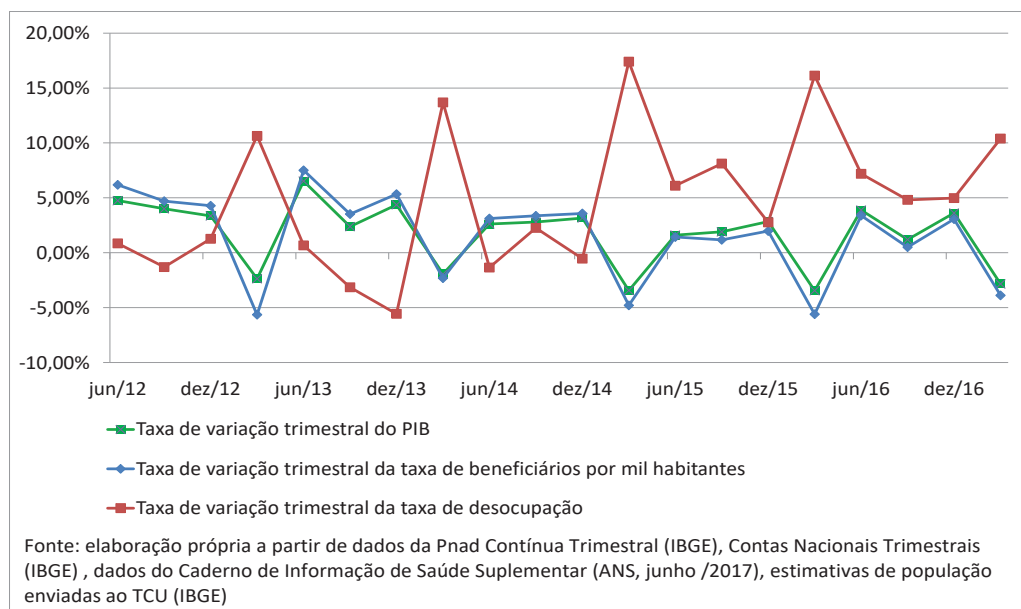
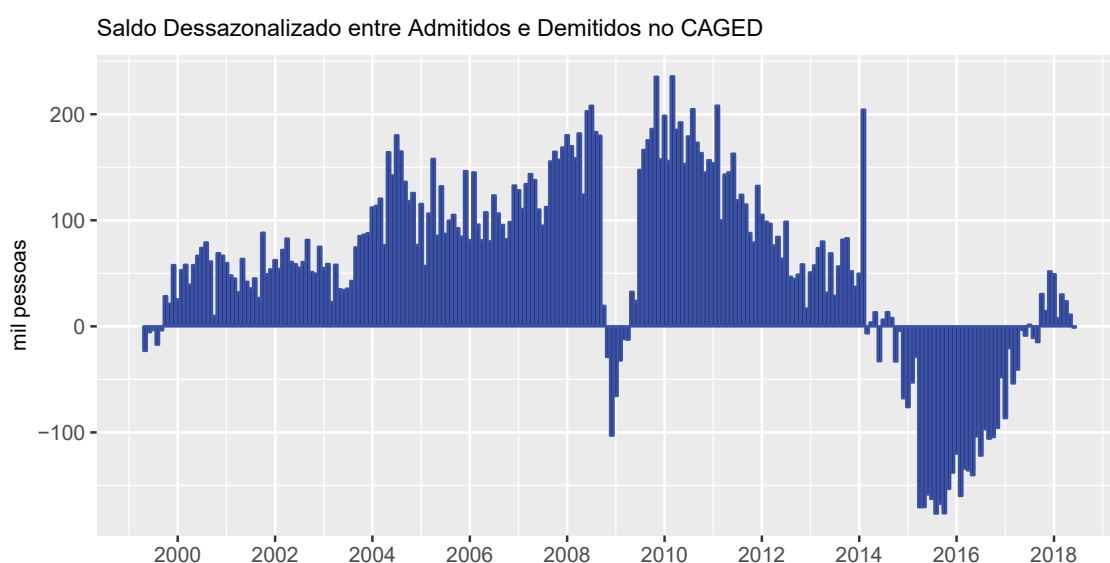


Figura 7.3: Saldo mensal entre admitidos e desligados (CAGED, 2000-2017)



Fonte: Elaboração própria com dados do CAGED.

Figura 7.4: Taxa anual de criação líquida de postos formais (2004-2017)

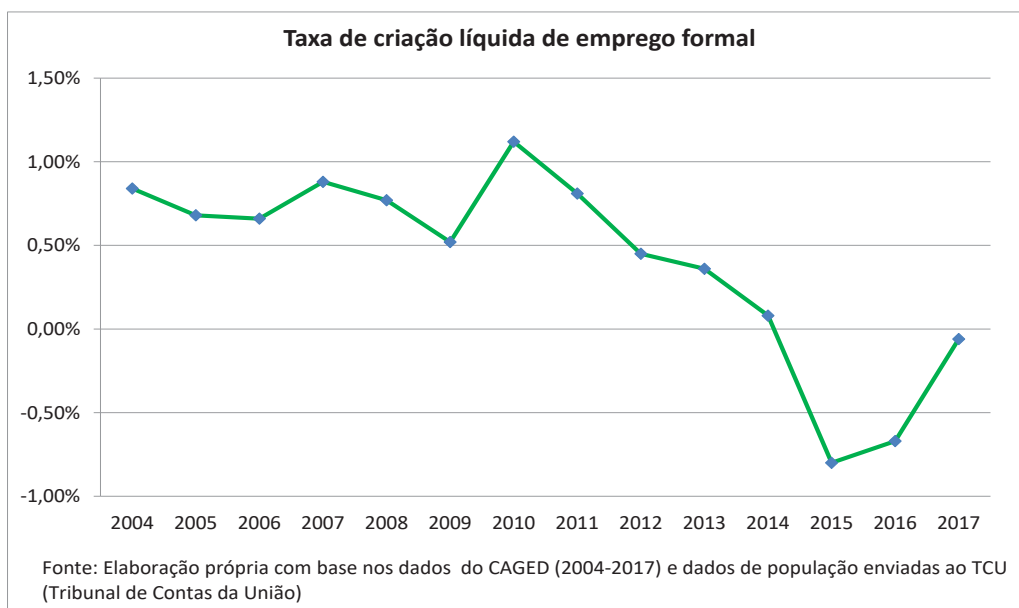


Figura 7.5: Taxa de desocupação em % por grupos etários (PNADC, 2012-2017)

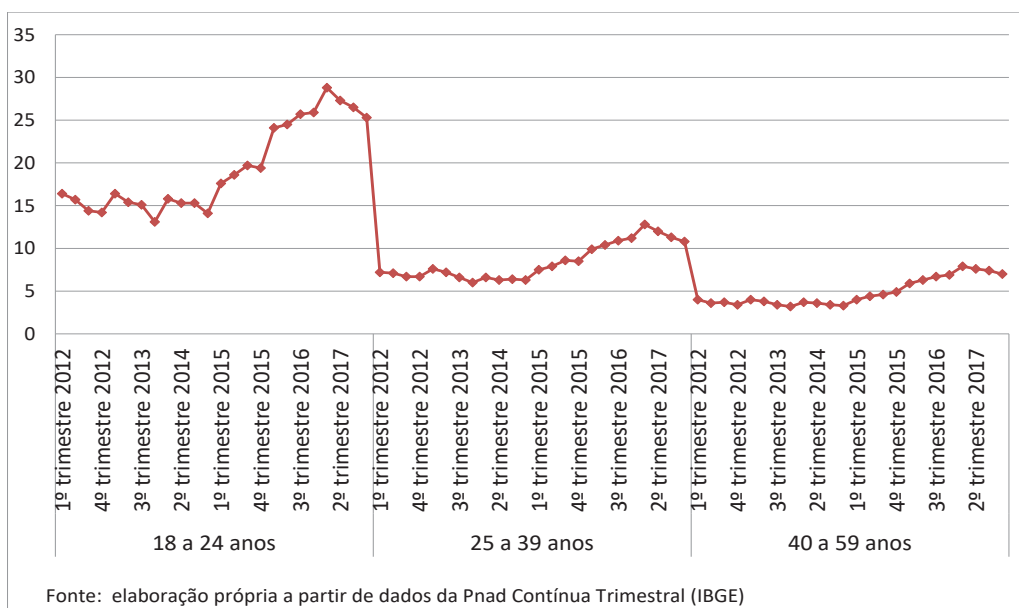


Figura 7.6: Taxa de crescimento do número de beneficiários de planos coletivos empresariais (ANS, 2010-2017)

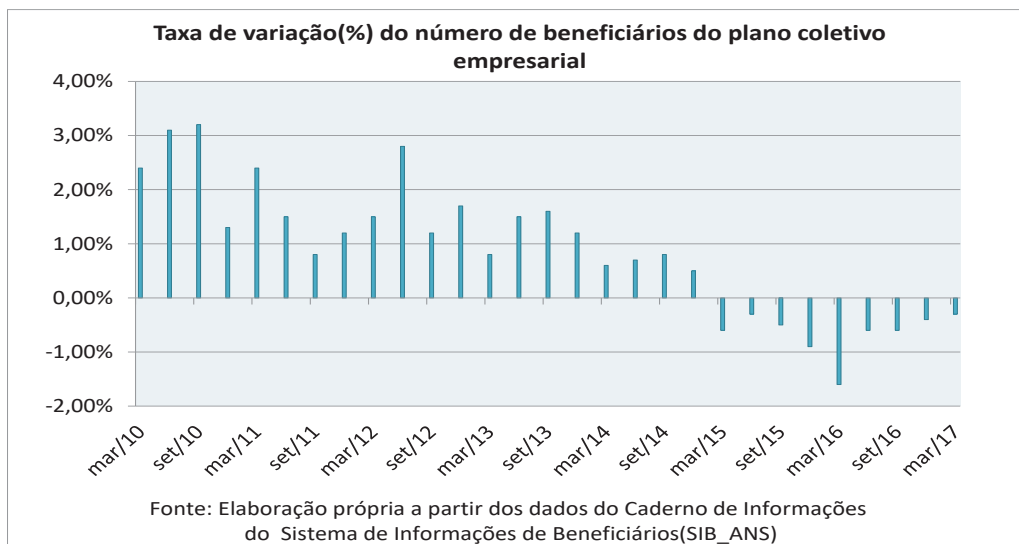


Figura 7.7: Proporção de pessoas nada satisfeitas com a situação geral da economia do país (LatinoBarômetro, 2013-2017)

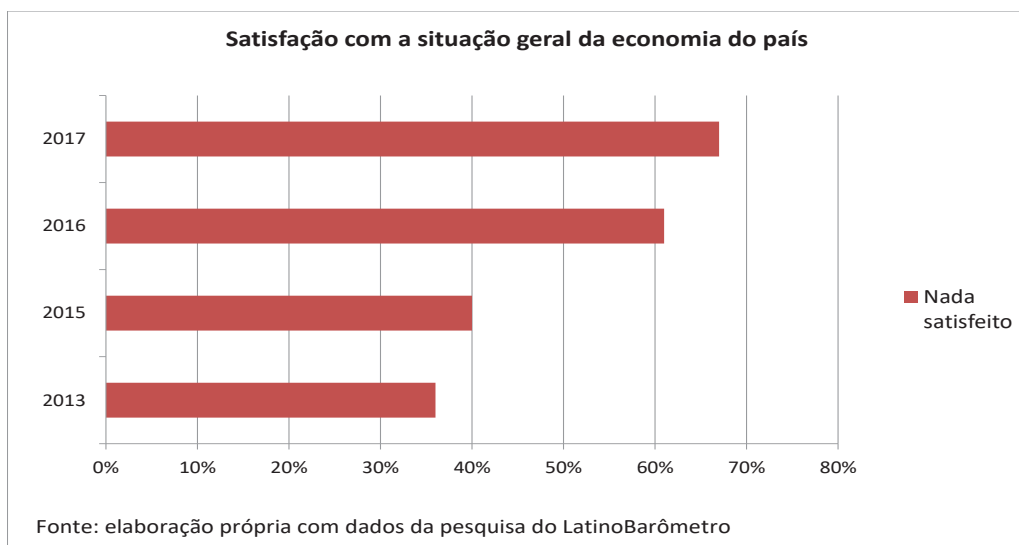


Figura 7.8: Proporção de pessoas satisfeitas ou muito satisfeitas com o funcionamento dos hospitais públicos do país (LatinoBarômetro, 2009-2015)

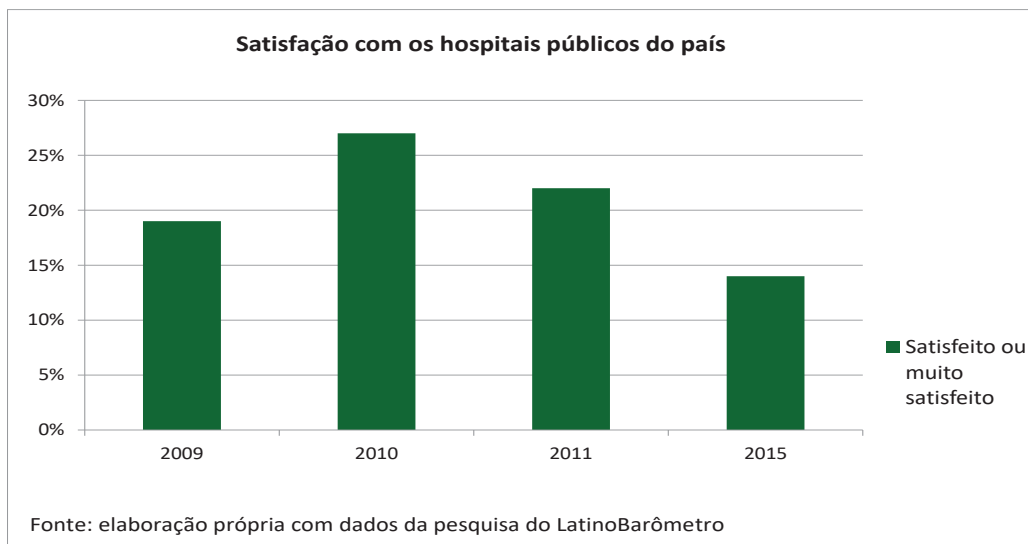


Figura 7.9: Gastos públicos x privados em saúde no Brasil (2011-2015)

Ano	Gastos privados domésticos com saúde (% do gasto corrente em saúde)	Gastos públicos com saúde (% do gasto corrente em saúde)
2011	55,18%	44,35%
2012	55,90%	42,94%
2013	55,14%	44,52%
2014	55,50%	43,99%
2015	56,51%	42,75%

Fonte: Elaboração própria com dados do World Bank Data

Figura 7.10: Histograma, Correlação e Scatterplot (proporção de beneficiários de planos de assistência médica por município, taxa de desemprego trimestral do município, rendimento médio real do trabalho principal)

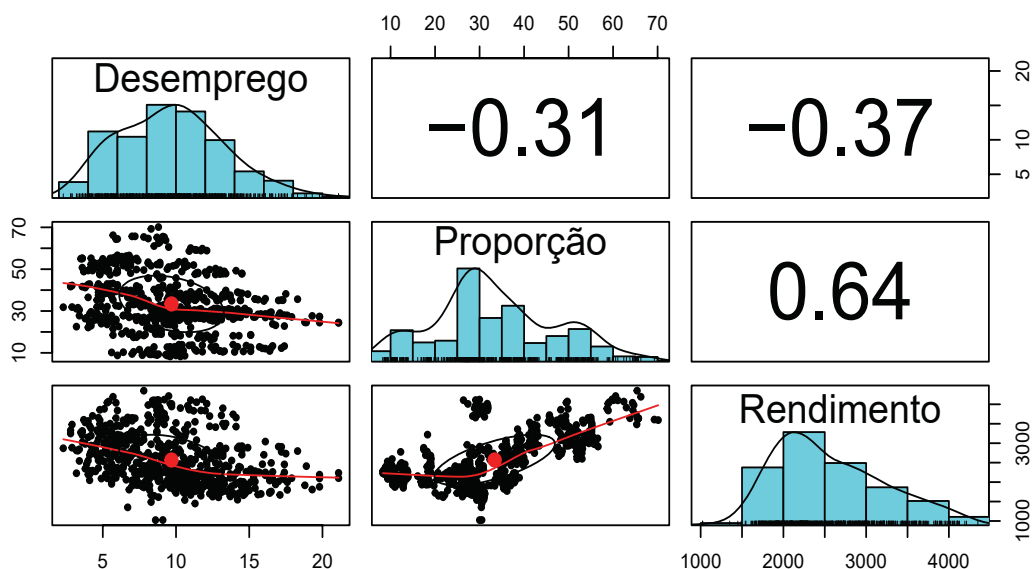


Figura 7.11: Admissões totais sobre Emprego Médio (CAGED, 2005-2017)

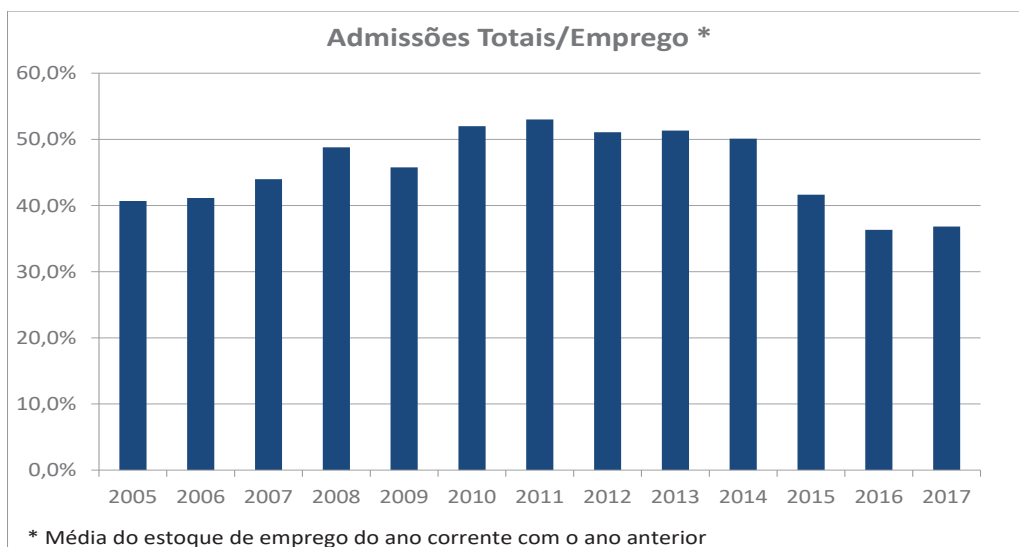


Figura 7.12: Desligamentos totais sobre Emprego Médio (CAGED, 2007-2017)

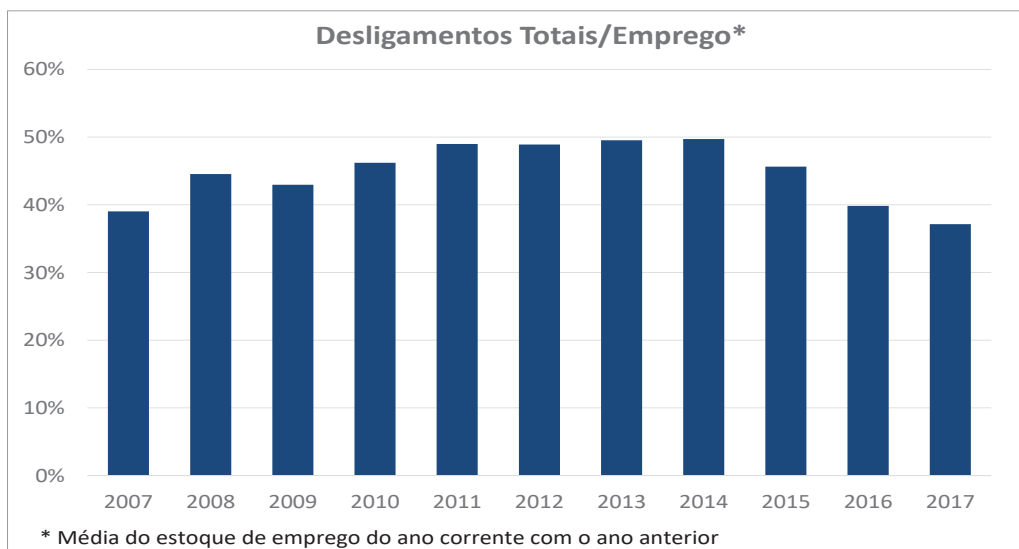


Figura 7.13: Relação entre N° de admitidos e N° de beneficiários de planos privados no município do RJ

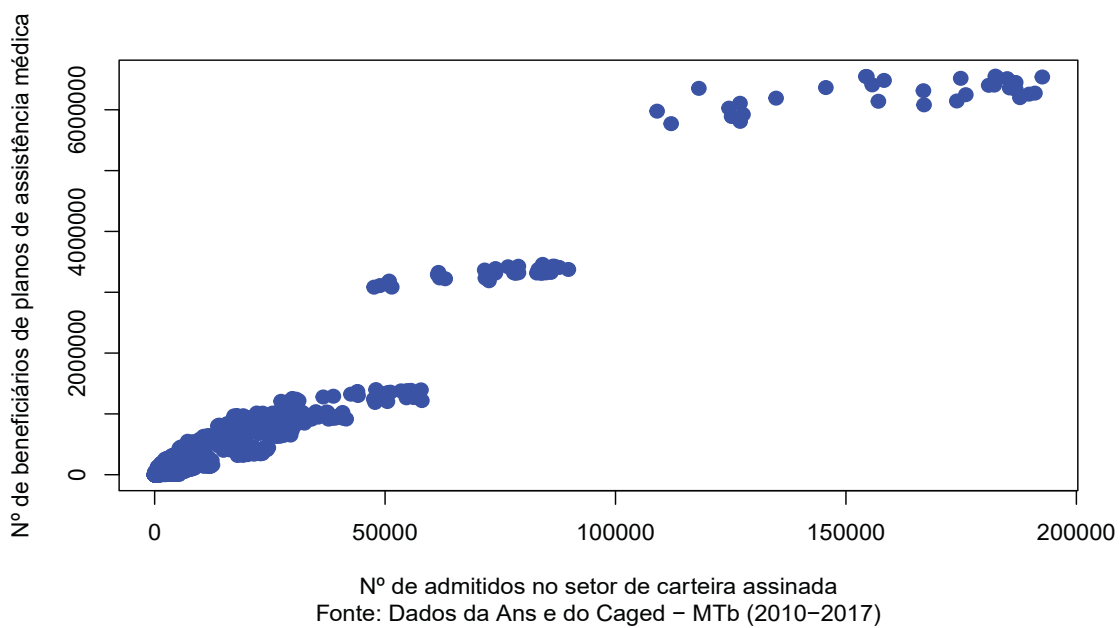


Figura 7.14: Relação entre Log de beneficiários e Taxa de desemprego no município do RJ (2012-2017)

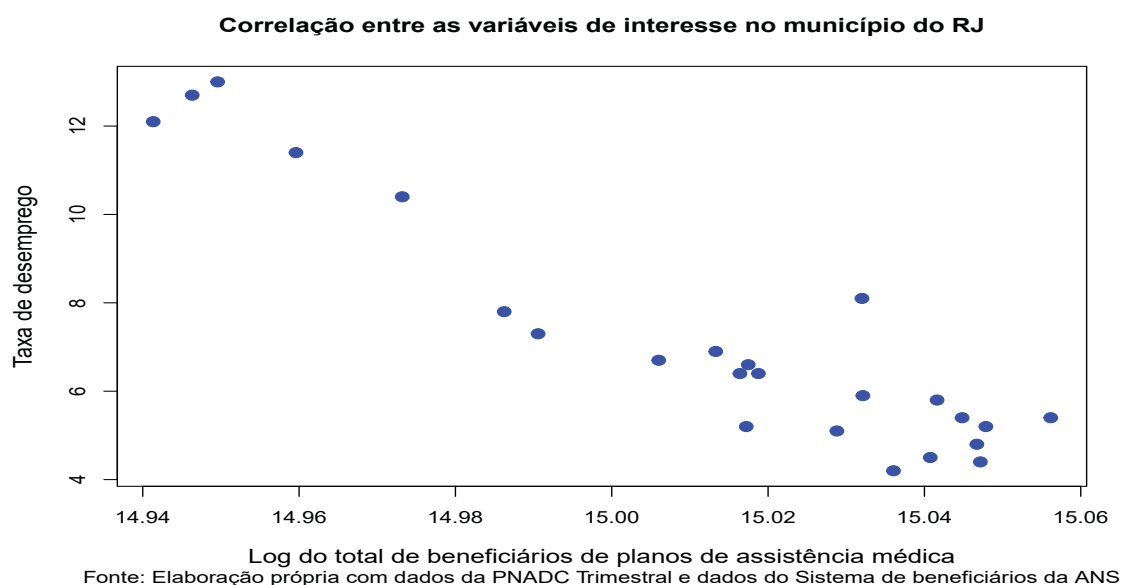


Figura 7.15: Gráfico de dispersão entre proporção de beneficiários de planos de assistência médica por município e Taxa de desemprego trimestral (2012-2017)

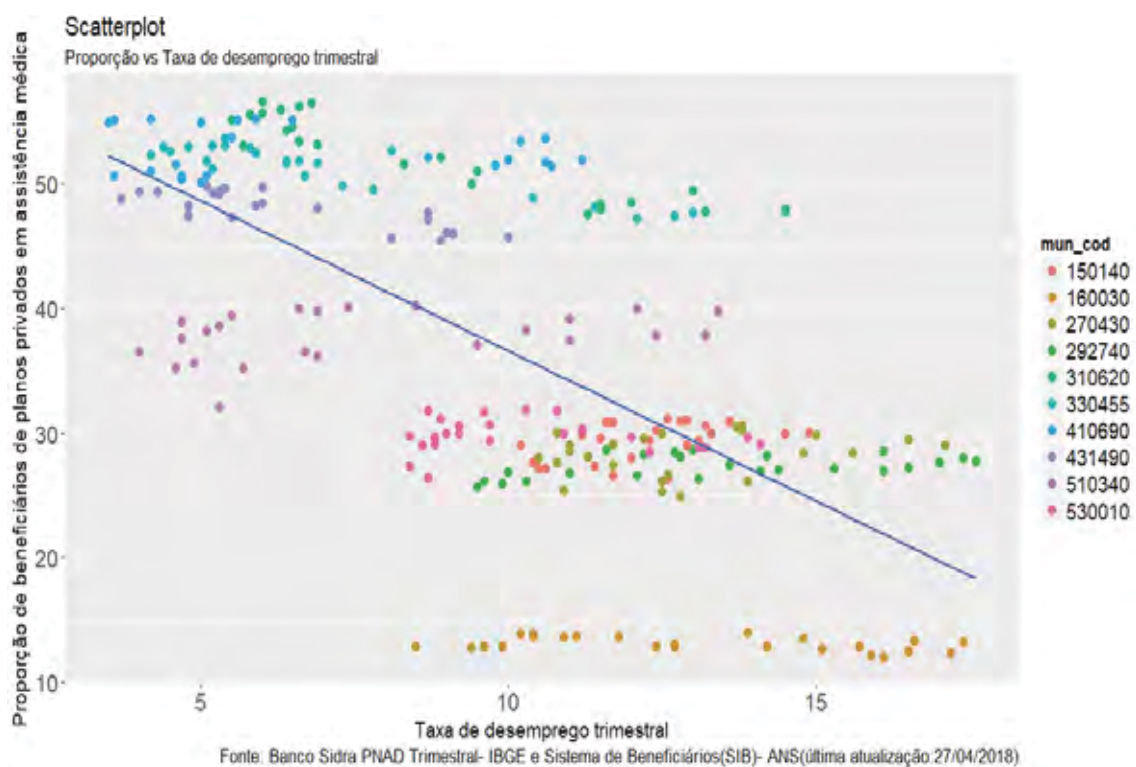


Figura 7.16: Taxa de admissão de carteira assinada por mil habitantes no município do RJ, fonte: CAGED (2010-2017)

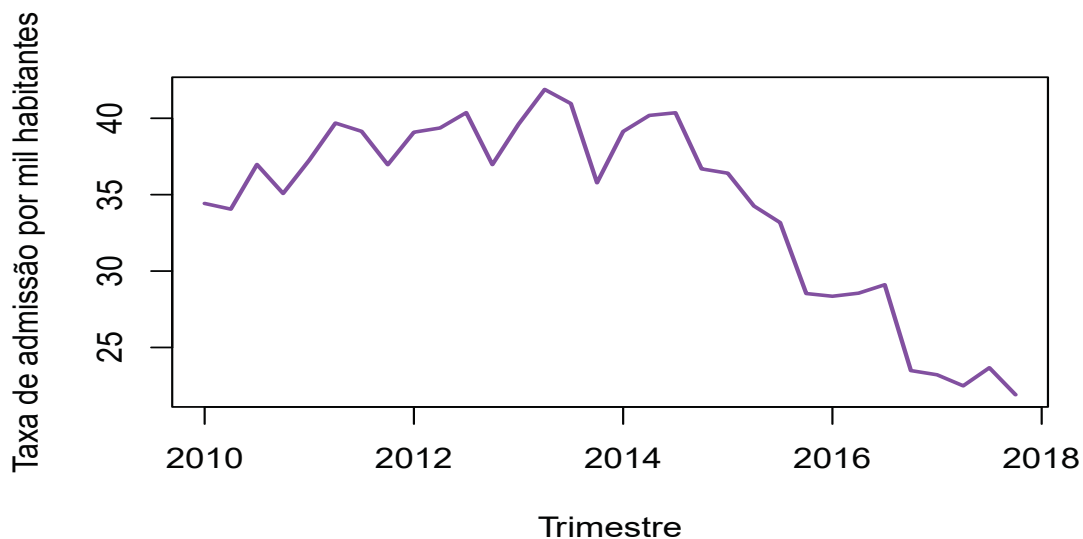


Figura 7.17: Taxa de beneficiários de planos privados de assistência médica no município do RJ por mil habitantes, fonte: ANS (2010-2017)

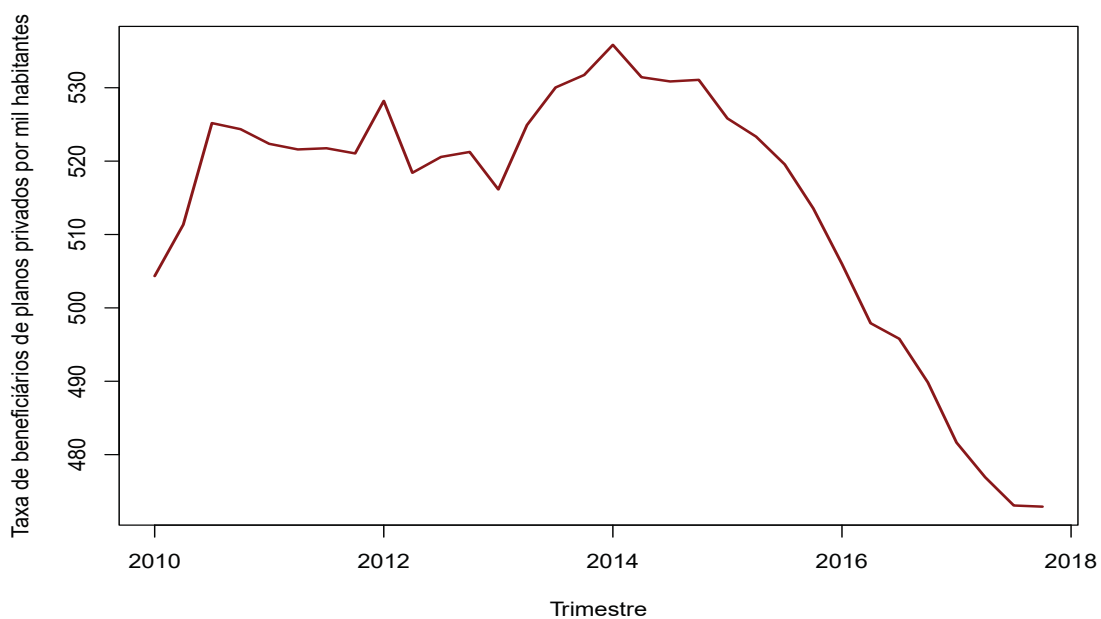


Figura 7.18: Variação mensal (%) do subgrupo “Saúde e Cuidados Pessoais do IPCA” (2012-2017)

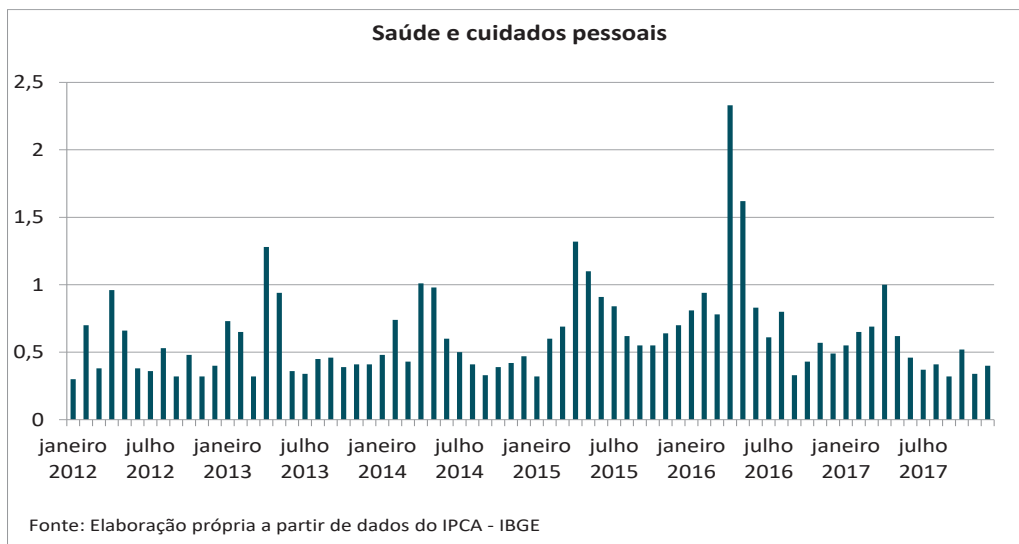


Figura 7.19: Taxa de internações hospitalares do SUS (Brasil, 2008-2017)



Figura 7.20: Taxa de crescimento de óbitos de crianças menores de 5 anos em relação ao ano anterior (SIM, 2011-2016)

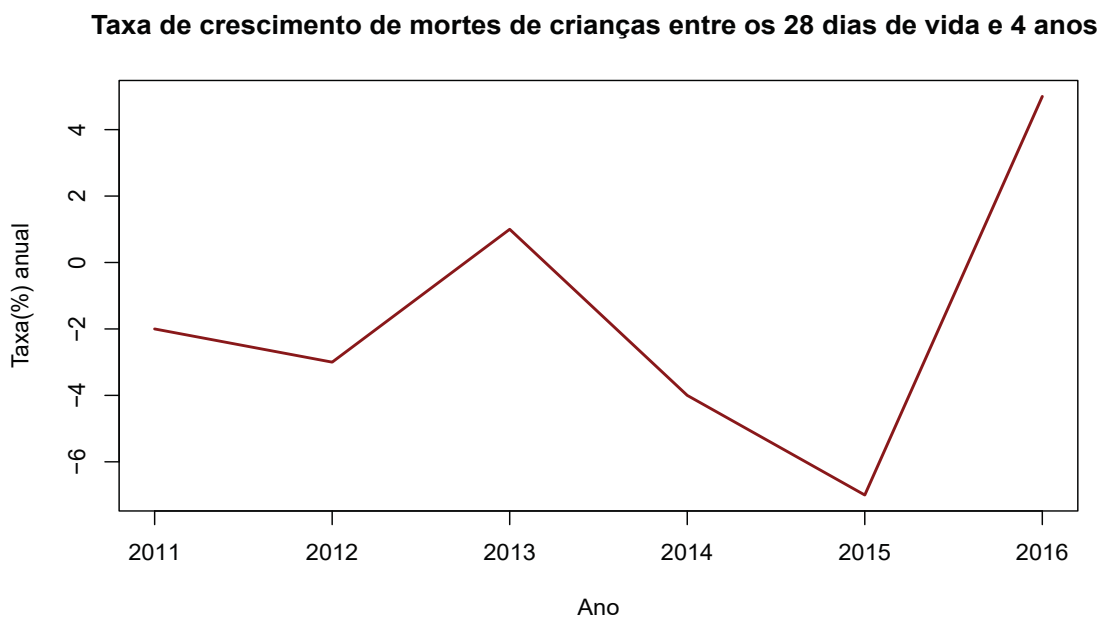


Figura 7.21: Taxa de crescimento de óbitos de crianças menores de 5 anos por diarreia em relação ao ano anterior (SIM, 2011-2016)

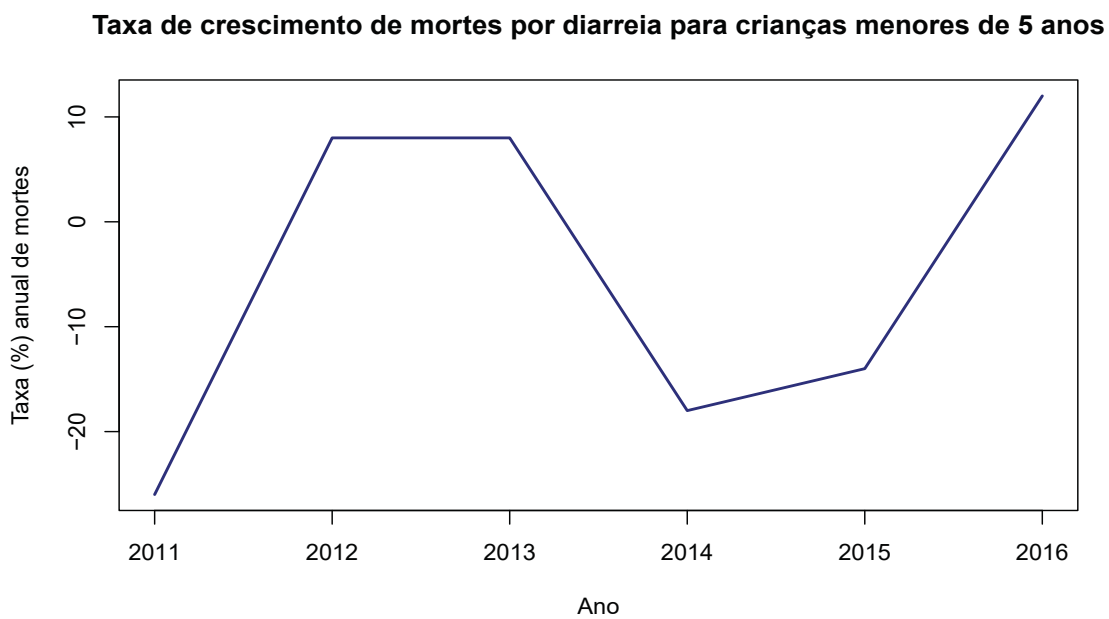


Figura 7.22: Taxa de crescimento de óbitos de crianças menores de 5 anos por pneumonia em relação ao ano anterior (SIM, 2011-2016)

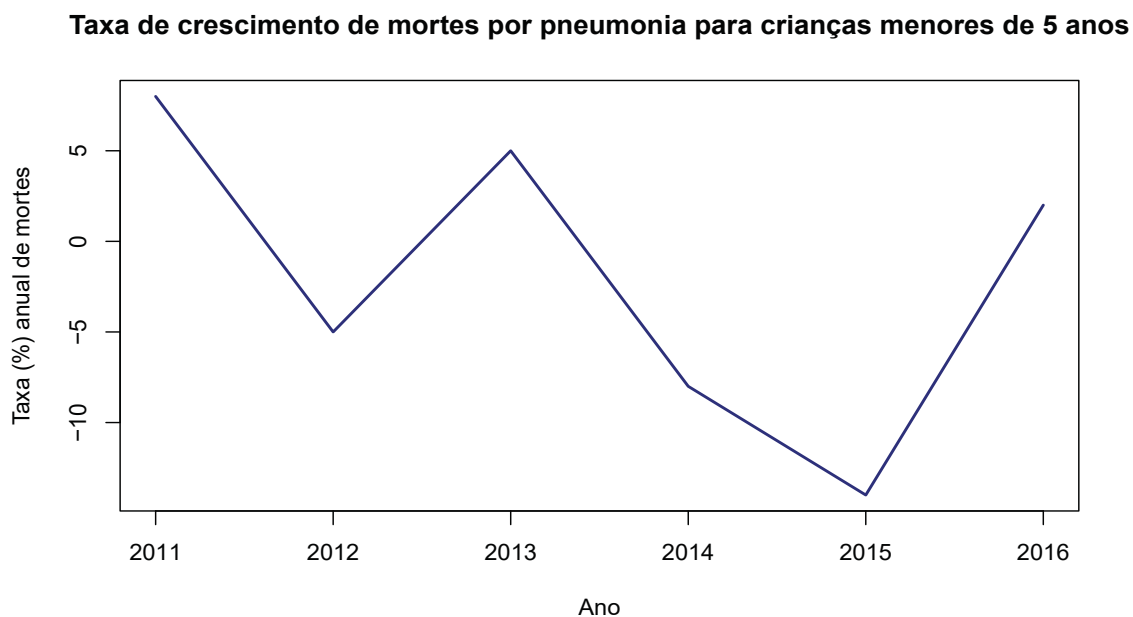


Figura 7.23: Total de mortes por ano (SIM, 2000-2016)

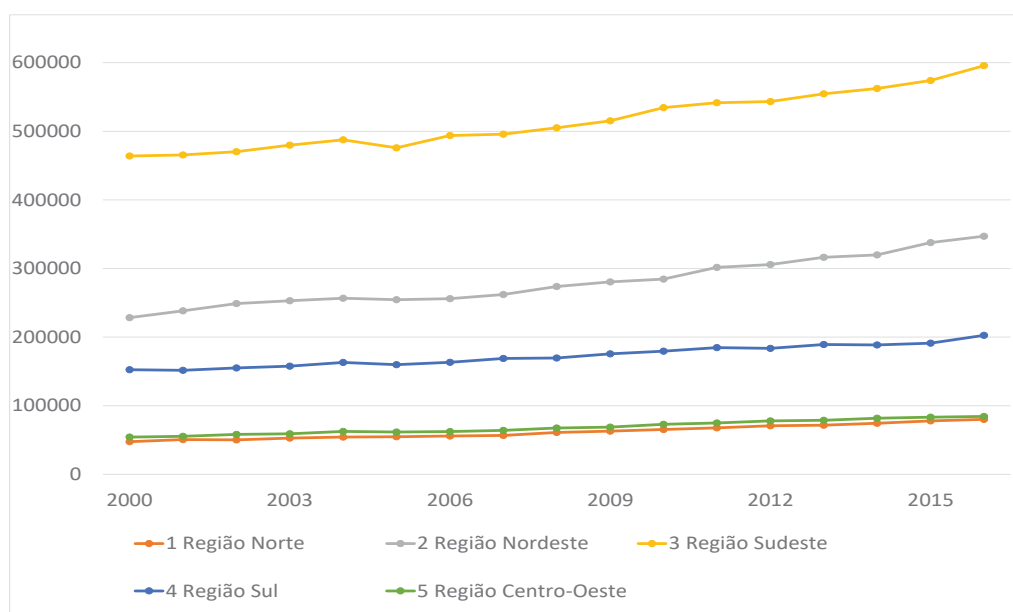
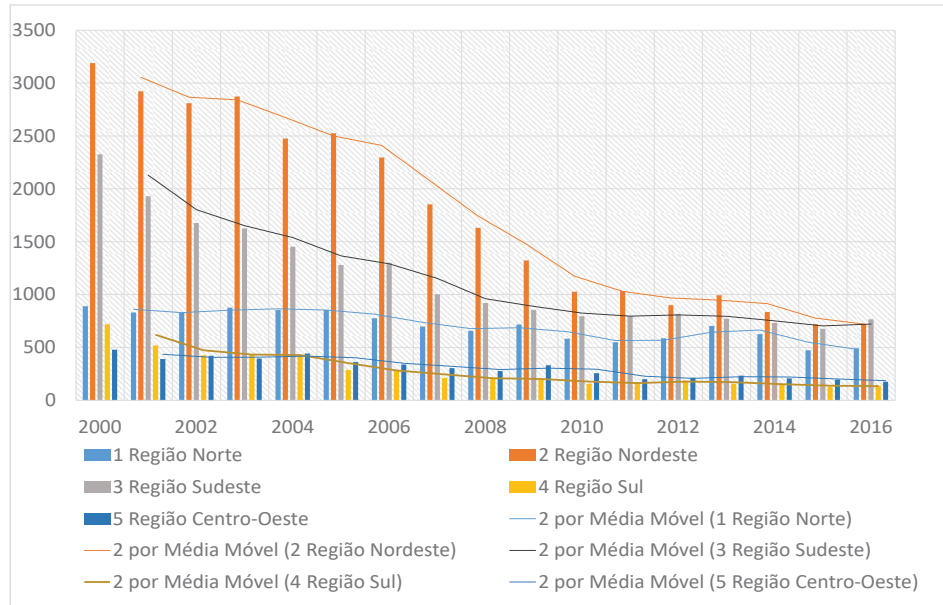


Figura 7.24: Total de mortes infantis até 5 anos por diarreia e todos os tipos de pneumonia, segundo classificação do grupo CID-10 (SIM, 2000-2016)



Referências Bibliográficas

- [1] ADDA, Jérôme; GAUDECKER, Hans-Martin von; BANKS, James. The impact of income shocks on health: evidence from cohort data. **Journal of the European Economic Association, Wiley Online Library**, [S.l.], v. 7, n. 6, p. 1361–1399, 2009.
- [2] ALMEIDA, Celia et al. Health sector reform in Brasil: a case study of inequity. **Internacional Journal of Health Services**, [S.l.], v.30, n.1, p.129-162, jan. 2000.
- [3] ANDRADE, Mônica Viegas; LISBOA, Marcos de Barros. A economia da saúde no Brasil. In: LISBOA, Marcos de Barros; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino (Org.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. 1. ed. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2001. p. 285-332.
- [4] _____. Determinantes dos gastos pessoais privados com saúde no Brasil. Escola de Pós Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, 2001b. Mimeo
- [5] ANDRADE, Mônica Viegas; NORONHA, Kenya Valeria Micaela de Souza; OLIVEIRA, Thiago Barros de. Determinantes dos Gastos das Famílias com Saúde no Brasil. **Economia**, Brasília, v. 7, n. 3, p. 485-508, set. 2006.
- [6] ANDRADE, Mônica Viegas, et al. Desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, [S.l.], v. 17, n. 4, p. 623-645, 2013.
- [7] ANS. **Agência Nacional de Saúde Suplementar**. Disponível em: <<http://www.ans.gov.br/>>. Acesso em: 01 fev. de 2018.
- [8] ANS. Agência Nacional de Saúde Suplementar. **Aposentados e demitidos. 2018**. Disponível em: <<http://www.ans.gov.br/planos-de-saude-e-operadoras/espaco-do-consumidor/aposentados-e-demitidos>>. Acesso em: 18 set. 2018.
- [9] ANS TABNET. Agência Nacional de Saúde Suplementar. **Informações em Saúde Suplementar: Nota técnica Beneficiários**. Disponível em: <http://www.ans.gov.br/anstabnet/notas_beneficiario.htm>. Acesso em: 05 abr. 2018.
- [10] ARROW, Kenneth J.. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **American Economic Review**, [S.l.], v.53, p.941-973, 1963.
- [11] BÍRÓ, Anikó; HELLOWELL, Mark. Public–private sector interactions and the demand for supplementary health insurance in the United Kingdom. **Health Policy**, [S.l.], v. 120, n. 7, p. 840-847, jul. 2016.

- [12] BHALOTRA, Sonia. Fatal fluctuations? Cyclicity in infant mortality in india. **Journal of Development Economics, Elsevier**, [S.l.], v. 93, n. 1, p. 7–19, 2010.
- [13] CASE, Anne; LUBOTSKY, Darren ; PAXSON, Christina. Economic status and health in childhood: The origins of the gradient. **The American Economic Review, American Economic Association**, [S.l.], v. 92, n. 5, p. 1308-1334, dez. 2002.
- [14] CAWLEY, J., MORIYA, A.S., & SIMON, K.I. The impact of the macroeconomy on health insurance coverage: Evidence from the great recession. **NBER Working Paper No. 17600**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2011.
- [15] CORSEUIL, Carlos Henrique et al. Youth Labor Market in Brazil through the Lens of the Flow Approach. **Anais do 41º Encontro Nacional de Economia, Anpec, 2013**. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i13-8284cd73b0d3694e52c07bad4ca72561.pdf>. Acesso em: 03 out. 2018.
- [16] DATASUS. Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde: Ministério da Saúde. **Internações Hospitalares do SUS por local de internação: Notas Técnicas**. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/sih//sxdescr.htm>>. Acesso em: 05 maio 2018.
- [17] DATASUS. **Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde**. Disponível em <<http://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude/servicos2/transferencia-de-arquivos>>. Acesso em 03 de julho de 2018.
- [18] DEHEJIA, Rajeev; ADRIANA LLERAS-MUNEY, Adriana. Booms, Busts, and Babies' Health. **The Quarterly Journal of Economics**, [S.l.], v. 119, n. 3, p. 1091-1130, ago. 2004.
- [19] DOYLE, Joseph. Insurance, treatment and outcomes: Using Auto Accidents as Health Shocks. **The Review of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 87, n. 2, p. 256-270, maio. 2005.
- [20] FARAG, Marwa et al. The income elasticity of health care spending in developing and developed countries. **International Journal of Health Care Finance and Economics**, [S.l.], v. 12, n.2, 145–162, 2012.
- [21] FARIAS, Luís Otávio. Estratégias individuais de proteção à saúde: um estudo da adesão ao sistema de saúde suplementar. **Ciência & Saúde Coletiva (Abrasco)**, [S.l.], v. 6, n. 2, p. 405-416, 2001.
- [22] FERRARI, Rosângela Aparecida Pimenta; BERTOLOZZI, Maria Rita. Mortalidade pós-neonatal no território brasileiro: uma revisão da literatura. **Rev Esc Enferm USP**, [S.l.], v. 46, n. 5, p. 1207-1214, fev. 2012.
- [23] FRANÇA, Elisabeth et al. Associação entre fatores sócio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 6, p. 1437-1447, nov. 2001.

- [24] GONZAGA, Gustavo; PINTO, Rafael Cayres. Rotatividade do Trabalho e Incentivos da Legislação Trabalhista. In: BONELLI, Regis; VELOSO, Fernando. **Panorama do mercado de trabalho no Brasil**. 1. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2014. p. 181-199.
- [25] GROSSMAN, Michael. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, [S.l.], v.80, n.2, p.223-255, 1972.
- [26] IUNES, Roberto. Demanda e demanda em saúde. In: PIOLA, Sergio Francisco; VIANNA, Solon Magalhães (Org.). **Economia da Saúde: Conceitos e Contribuição para a Gestão da Saúde**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1995. cap. 4, p. 99-123. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3036>>. Acesso em: 16 jun. 2018.
- [27] KEEGAN, Conor et al. Measuring recession severity and its impact on healthcare expenditure. **International Journal of Health Care Finance and Economics**, [S.l.], v. 13, n. 2, p. 139–155, 2013
- [28] MAIA, Ana Carolina. **Ensaio sobre a demanda no setor de saúde suplementar brasileiro**. 2012. Tese de Doutorado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais.
- [29] MUSGROVE, Philip. The Economic Crisis and its Impact on Health and Health Care in Latin America and the Caribbean. **International Journal of Health Services**, [S.l.], v. 17, n. 3, p. 411-441, jul. 1987.
- [30] NEUMAYER, Eric. Recessions lower (some) mortality rates: evidence from Germany. **Social Science & Medicine**, [S.l.], v. 58, n. 6, p. 1037-1047, 2004.
- [31] NORONHA, Kenya Valeria Micaela de Souza; ANDRADE, Mônica Viegas. Desigualdades sociais em saúde: evidências empíricas sobre o caso brasileiro. **Texto para discussão:UFMG/Cedeplar**, Belo Horizonte, n.171, 2002
- [32] NUNES, André et al. **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento**. 1. ed. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2001. 224 p.
- [33] OCKÉ-REIS, Carlos Octávio; SILVEIRA, Fernando Gaiger; ANDREAZZI, Maria de Fátima Siliansky de. Avaliação dos gastos das famílias com a assistência médica no Brasil: o caso dos planos de saúde. **Texto para discussão: IPEA**, Rio de Janeiro, n. 921, dez. 2002.
- [34] PAULY, Mark V. The Economics of Moral Hazard: Comment. **The American Economic Review**, [S.l.], v. 58, n. 3, p. 531-537, jun. 1968.
- [35] PORTELA, Conceição; THOMAS, Steve. Impact of the economic crisis on healthcare resources: An European approach. **International Journal of Healthcare Management**, [S.l.], v.6, n. 2, p. 104-113, nov. 2013

- [36] REIS, Amanda; LARI, Natalia; NARDI, Elene. O financiamento da saúde no Brasil e a valorização da saúde suplementar. **IESS - Instituto de Estudos da Saúde Suplementar**, p. 1-17, nov. 2015. Disponível em: <<http://documents.scribd.com/s3.amazonaws.com/docs/9q0qejyio4vdis1.pdf>>. Acesso em: 06 out. 2018.
- [37] RUHM, Christopher J. Are Recessions Good for Your Health?. **The Quarterly Journal of Economics**, [S.l.], v. 115, n. 2, p. 617-650, maio. 2000.
- [38] RUHM, Christopher J.. Health effects of economic crises. **Health economics, Wiley Online Library**, [S.l.], v. 25, n. 2, p. 6–24, 2016.
- [39] RUHM, Christopher J.. Recessions, healthy no more? **Journal of health economics**, Elsevier, [S.l.], v. 42, p. 17–28, 2015.
- [40] SCHALLER, Jessamyn; STEVENS, Ann Huff. Short-run effects of job loss on health conditions, health insurance, and health care utilization. **Journal of Health Economics**, [S.l.], v. 43, p. 190-203, set. 2015.
- [41] SILVEIRA, Fernando Gaiger; OSÓRIO, Rafael Guerreiro; PIOLA, Sérgio Francisco. Os gastos das famílias com saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S.l.], v.7, n.4, p. 719-731, 2002.
- [42] SIMOU, Effie; ELENI KOUTSOGEORGOU, Eleni. Effects of the economic crisis on health and healthcare in Greece in the literature from 2009 to 2013: A systematic review. **Health Policy**, [S.l.], v. 115, n. 2-3, p. 111-119, abr. 2014.
- [43] **Síntese de indicadores sociais : uma análise das condições de vida da população brasileira : 2017 / IBGE, Coordenação de População e Indicadores Sociais. - Rio de Janeiro: IBGE, 2017 147p. - (Estudos e pesquisas. Informação demográfica e socioeconômica, ISSN 1516-3296; n. 37)**
- [44] TEKIN, Erdal; MCCLELLAN, Chandler; MINYARD, Karen Jean. Health and Health Behaviors during the Worst of Times: Evidence from the Great Recession. **IZA Discussion Papers**, Institute For The Study Of Labor (IZA), n. 7538, p. 1-49, jul. 2013.
- [45] TRAVASSOS, Cláudia et al. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S.l.], v. 5, n. 1, p. 133-149, 2000.
- [46] VARIAN, Hal R. Comprando e Vendendo: Oferta de trabalho. In: VARIAN, Hal R. **Microeconomia: uma abordagem moderna**. 9. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016. cap. 9, p. 166-172.
- [47] Viacava, Francisco et al. **Gênero e utilização de serviços de saúde no Brasil**, Technical report, Organização Pan-Americana da Saúde, Washington, 2001.
- [48] WANG, Chenggang; WANG, Huixia; HALLIDAY, Timothy J.. Health and health inequality during the great recession: Evidence from the psid. **Economics and Human Biology**, [S.l.], v. 29, p. 17-30, out. 2017.

- [49] WARREN, Elizabeth; SULLIVAN, Teresa; JACOBY, Melissa. Medical Problems and Bankruptcy Filings. **Harvard Law School Public Law and Legal Theory Working Paper Series**, [S.l.], n. 8, abr. 2000
- [50] WATERS, Hugh; SAADAH, Fadia; PRADHAN, Menno. The impact of the 1997–98 East Asian economic crisis on health and health care in Indonesia. **Health Policy and Planning**, [S.l.], v. 18, n. 2, p. 172-181, jul. 2003.
- [51] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 1. ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2001. 1-741 p.
- [52] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Análise de Regressão Múltipla com Informações Qualitativas: Verificação de Diferenças nas Funções de Regressões entre Grupos. In: WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 2. ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. cap. 7, p. 227-230.
- [53] WHO. **The financial crises and global health**. Geneva: World Health Organisation, 2009.
- [54] ZAVRAS, Dimitris et al. Impact of economic crisis and other demographic and socio-economic factors on self-rated health in Greece. **European Journal of Public Health**, [S.l.], v. 23, n. 2, p. 206-210, out. 2012.