UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS - UFPel

MARCELO AYUB MONTEIRO

O impacto econômico do fim de um monopólio estatal: o caso do mercado de resseguros no Brasil

Pelotas

30 de julho de 2021

MARCELO AYUB MONTEIRO

O impacto econômico do fim de um monopólio estatal: o caso do mercado de resseguros no Brasil

Dissertação de Mestrado apresentada ao Departamento de Economia da UFPel como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Universidade Federal de Pelotas — UFPel

Departamento de Economia

Programa de Pós-Graduação em Organização e Mercados

Orientador: FELIPE GARCIA RIBEIRO

Pelotas

30 de julho de 2021

O impacto econômico do fim de um monopólio estatal: o caso do mercado de resseguros no Brasil

Dissertação de Mestrado apresentada ao Departamento de Economia da UFPel como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Data da Defesa: 31 de junho de 2021

Prof. Dr. Felipe Garcia Ribeiro (orientador)
Doutor em Economia de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas.

Prof. Dr. Daniel Francisco Vancin
Doutor em Administração pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Prof. Dr. Guilherme Stein
Doutor em Economia de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas.

Prof. Dr. Regis Augusto Ely
Doutor em Economia pela Universidade de Brasília.

Resumo

O presente estudo busca medir o impacto de um choque exógeno na oferta de um mercado ressegurador sobre a penetração da atividade principal de seguros, utilizando o caso da Lei Complementar 126/2007, que encerrou o monopólio do Instituto de Resseguros do Brasil (IRB). A teoria econômica indica que a consequência prática da quebra do monopólio é a introdução de novos resseguradores no mercado, de modo que o aumento da oferta das resseguradoras gera impacto indireto sobre a oferta total no mercado direto de seguros (BLAZENKO, 1986). A literatura elenca os dois principais canais de transmissão para a relação proposta: o choque de oferta sobre os preços (BLAZENKO, 1986) e a melhora de eficiência técnica sobre o custo marginal (ANAND; LEVERTY; WUNDER, 2020; COLE; MCCULLOUGH, 2006). Para realização da avaliação proposta, utilizou-se o já consagrado controle sintético. Adicionalmente como forma de checagem de robustez dos resultados, foram estimados o método fatorial de Hsiao, Ching e Wan (2012) e o estimador de diferença em diferenças para construir contrafactuais para a penetração de seguros no produto brasileiro. Ainda, a fim de utilizar um método adequado de seleção do melhor modelo de comparação para o Brasil sem a intervenção da política de desconcentração do mercado, adotamos os critérios sugeridos por Ferman, Pinto e Possebom (2016) para o controle sintético e por Li e Bell (2017) para o estimador de painel. Os resultados encontrados corroboram nossas hipóteses discutidas na seção teórica e mostram houve expressivo aumento da atividade de seguros no Brasil no período de 2008 a 2016. Os modelos estimados por meio do método de controle sintético dão conta de um efeito positivo sobre a penetração de seguros na ordem de 42% a 52%. Os demais modelos estimados pelos métodos de diferença em diferenças e fatorial de Hsiao, Ching e Wan (2012) também tiveram resultados positivos, mas com uma variância dos resultados muito superior, entre 13% e 68%.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Representação gráfica do mercado segurador 11
Figura 2 – DAG – Representação do efeito causal 16
Figura 3 – Prêmios de Resseguro 20
Figura 4 – Seguros: prêmios e penetração 20
Figura 5 – Índice HH para os mercados de seguros e resseguros 21
Figura 6 – Função CV 31
Figura 7 – Função CV pós-seleção 31
Figura 8 – Função BIC pós-seleção 32
Figura 9 – Brasil observado v. contrafactuais estimados 35
Figura 10 – Controle Sintético 36
Figura 11 – Painel HCW 38
Figura 12 – Comparação Brasil e Índia – Ln da penetração de seguros 39
Figura 13 – Controle Sintético — Inferência 40
Figura 14 – Placebo entre as unidades - Controle Sintético (pós MSPE) 41
Figura 15 – Placebo entre as unidades - Controle Sintético (pré MSPE) 41
Figura 16 – Placebo entre as unidades - Controle Sintético (média pré e pós MSPE 41
Figura 17 – Placebo entre os períodos t - Controle Sintético (pós MSPE) 42
Figura 18 – Placebo entre os períodos t - Controle Sintético (pré MSPE) 42
Figura 19 – Placebo entre os períodos t - Controle Sintético (média pré e pós MSPE) 43
Figura 20 – Placebo entre as unidades - HCW 43
Figura 21 – Placebo entre os períodos t - HCW 44
Figura 22 – Modelo n. 5509 50
Figura 23 – Modelo n. 1125 51
Figura 24 – Modelo n. 3339 51
Figura 25 – Modelo n. 1124 51

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis 27
Tabela 2 – Resultados consolidados – Algoritmo *Cherry Picking* 29
Tabela 3 – Resultados – seleção LASSO 32
Tabela 4 – Efeito da LC 126/2007 sobre a penetração de prêmio de seguro nos PIB (DD e Contr. Sint.) 33
Tabela 5 – Efeito da LC 126/2007 sobre a penetração de prêmio de seguro nos PIB (HCW) 33
Tabela 6 – Log-natural da Penetração para os diferentes métodos 34
Tabela 7 – Médias das variáveis preditoras para o período de pré-tratamento . . . 37
Tabela 8 – Pesos das unidades de controle - Controle Sintético – pós trat. 37

Sumário

1 INTRODUÇÃO 7

2 ARCABOUÇO TEÓRICO 10
2.1 Demanda corporativa por resseguro 11
2.2 Quebra de monopólio no mercado ressegurador 12
2.3 Canais de transmissão da política 14
2.4 Evidências empíricas 16

3 O PROBLEMA REGULATÓRIO NO BRASIL 18

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA 22
4.1 Controle Sintético 23
4.2 Painel HCW 24
4.3 Diferença em diferenças 25

5 DADOS 27
5.1 Estatísticas descritivas 27
5.2 Requisitos de adequação dos dados 28
5.3 Critério de Seleção 29
5.3.1 *Cherry picking* – Controle Sintético 29
5.3.2 Modelo de seleção de Akaike e LASSO – Painel HCW 30

6 RESULTADOS 33
6.1 Resultados – Controle sintético 35
6.2 Resultados – Painel HCW 37
6.3 Discussão 38
6.4 Inferência e Robustez 39

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS E RELEVÂNCIA DA PESQUISA 45

REFERÊNCIAS 47

ANEXO A – CHERRY PICKING 50

1 Introdução

Este estudo tem por principal objetivo estimar o choque exógeno gerado pela quebra do monopólio estatal no mercado de resseguros do Brasil, no ano de 2007, sobre o desenvolvimento do mercado de seguros. Como será visto em detalhes no decorrer deste estudo, os mercados de seguros e resseguros guardam importante conexões de demanda e oferta. Especificamente, utiliza-se o caso da Lei Complementar (LC) 126/2007, que encerrou a reserva de mercado do Instituto de Resseguros do Brasil (IRB) para discutir os efeitos de mudanças institucionais no mercado ressegurador sobre o mercado segurador.

São diversos os mecanismos que associam uma mudança institucional intensa gerada pela quebra de monopólio do IRB ao aumento da penetração do mercado de seguros no Brasil, tais como o choque positivo na quantidade ofertada de resseguro sobre o preço de equilíbrio do resseguro, a melhora da eficiência técnica sobre o custo marginal das seguradoras e o alinhamento do *trade off* entre custo de monitoramento dos contratos e capacidade de diversificação de riscos. Na seção 2, esses mecanismos são discutidos em detalhes, baseados na pesquisa teórica e empírica sobre o tema.

Empiricamente, esta pesquisa assenta-se, principalmente, na aplicação do já consagrado Controle Sintético (ABADIE, 2021). Para checagem de robustez, os estimadores de diferença em diferenças e de painel de Hsiao, Ching e Wan (2012) também são aplicados, com os refinamentos de Li e Bell (2017) para o processo de seleção do melhor modelo na metodologia fatorial HCW. As metodologias escolhidas são adequadas para estudos de caso, quando grandes choques agregados ocorrem em uma, ou poucas observações: exatamente o caso de quebra do monopólio do IRB no mercado de Resseguros do Brasil. Com dados das observações não impactas pelo evento, busca-se a estimação do contrafactual das variáveis de interesse para a observação afetada pelo choque.

Importante frisar que, quando válidos os pressupostos assumidos para identificação de impacto, o Controle Sintético e o painel HCW oferecem boas estimativas do efeito combinado da mudança regulatória. Dessa forma, despende-se boa parte do trabalho na apresentação e adequação dos dados aos pressupostos dos modelos subjacentes. Devido a estrutura agregada dos dados disponíveis, a identificação quantitativa de quais são os principais mecanismos propagadores dos choques, bem como a desassociação dos diferentes efeitos que incidem sobre o mercado de seguros, não é possível. Este trabalho ficará mesmo a cargo da análise qualitativa baseada nas evidências passadas e no que a teoria aponta.

A qualidade e a agregação dos dados obtidos apresentam alguns desafios para o desenho de pesquisa proposto. A utilização da variável de penetração tem benefícios evidentes, na medida em que a razão dos prêmios sobre o produto do país retira o efeito

do câmbio e da inflação da medida. O horizonte temporal contemplado na presente análise limita-se aos anos de 1995 a 2016, de modo a garantir a qualidade dos resultados contrafactuais obtidos. Tal escolha se deve de modo a garantir a qualidade dos resultados contrafactuais obtidos. Isso faz com que o Brasil seja a único país da base de dados com mudança significativa em sua estrutura de regulação no mercado ressegurador. Ainda, alguns *trade-offs* surgem entre covariadas e unidades de controle, que serão discutidas na seção de dados.

Outro aspecto relevante a ser documentado sobre o episódio que marca o fim do monopólio do IRB é o fato da empresa não mais ser a responsável pela supervisão do mercado de seguros. A partir de 2007, a supervisão do mercado de seguros e dos fundos de previdência complementar aberta passaram a ser competência da Superintendência de Seguros Privados (SUSEP). É bem provável que esta alteração institucional venha acompanhada de ganhos de supervisão e de eficiência no mercado, o que deve repercutir no desenvolvimento do mercado de seguros.

Este estudo traz ao menos quatro importantes contribuições à pesquisa em economia. Ainda hoje existem países com concentração do mercado ressegurador, a exemplo do Brasil até 2007. A primeira contribuição reside no fato de que os resultados aqui encontrados podem auxiliar no balizamento de decisões futuras em países nos quais o mercado de resseguro possui estrutura monopolista ou com reserva de mercado. Em segundo lugar, a evidência obtida, ao oferecer uma medida de desenvolvimento do mercado de resseguros decorrente do fim do monopólio estatal do IRB, quantifica a intensidade da dependência entre o mercado de seguros e de resseguros em países de renda média. A terceira contribuição é que essa mesma evidência também serve como uma *proxy* da ineficiência que o monopólio em um dado mercado gera em outros mercados intimamente relacionados. A quarta contribuição tem relação com o fato de que os efeitos gerados pelo fim do monopólio do IRB no funcionamento do mercado de seguros geram subsídios para o debate de políticas públicas no Brasil, um país de renda média que conta com monopólios estatais em diversos mercados e segmentos. Há algumas décadas no Brasil uma agenda de reformas e privatização e quebra de monopólios são pautas frequentes tanto em termos retóricos, quanto práticos., de modo que os resultados aqui apresentados podem configurar importantes subsídios para estas discussões. Os efeitos gerados pelo fim do monopólio do IRB no funcionamento do mercado de seguros gera subsídio importante para o debate de políticas públicas.

Isto posto, este estudo está estruturado no forma que segue. Na primeira seção, apresentamos a teoria subjacente à nossa pergunta de pesquisa. Analisam-se os principais determinantes que levam à companhia seguradora adquirir resseguro, discute-se um modelo econômico dos efeitos da quebra de monopólio sobre o equilíbrio no mercado direto de seguros, examina-se os principais canais de transmissão da política de desregulamentação do mercado ressegurador e busca-se evidências das hipóteses levantadas na literatura sobre

o tema. A seguir, relata-se o histórico da mudança de legislação ocorrida no Brasil em 2007, ressaltando os pontos importantes para construção de nosso desenho de pesquisa. Na próxima seção, a estratégia empírica é apresentada, avaliando algebricamente os três estimadores utilizados para alcançarmos os resultados para nossa pergunta (controle sintético, painel HCW e diferença-em diferenças). No capítulo quatro, apresentam-se os dados agregados obtidos das bases de dados públicas disponibilizadas pela Resseguradora Swiss Re, pelo Banco Mundial e pelo Fundo Monetário Internacional. A seguir, são avaliados os requisitos de adequação dos dados de Abadie (2021) para pesquisas empíricas que utilizam métodos de estudo de caso. Ainda, na seção de dados, são expostos os critérios de seleção dos melhores modelos para as estratégias de controle sintético e o modelo fatorial HCW, respectivamente. Por fim, são mostrados os resultados obtidos de acordo com os contrafactuais estimados, bem como são realizados testes de robustez para avaliarmos a significância dos resultados encontrados.

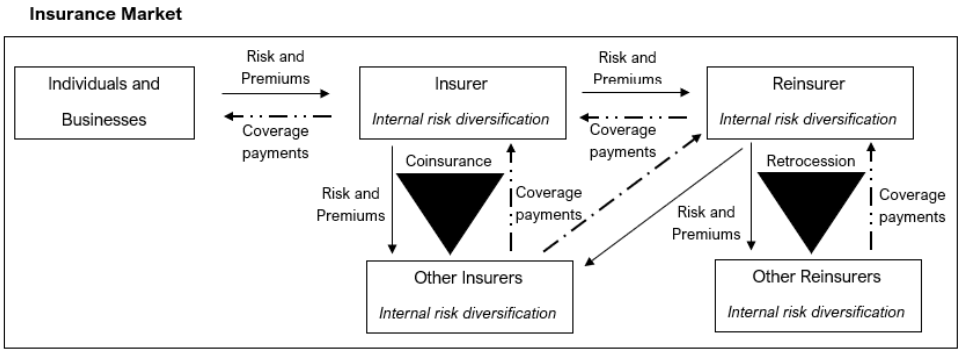
2 Arcabouço Teórico

Em essência, a função das companhias de seguros e de resseguros é assumir riscos não desejados na economia e absorver choques estocásticos negativos. Seu modelo de negócios consiste basicamente em alavancar o capital por meio do aumento da dívida. As seguradoras aumentam a dívida vendendo apólices para segurados que, em troca, repassam a incerteza do momento e da gravidade de danos sofridos. Essa atividade de alavancagem torna as empresas vulneráveis a dificuldades e insolvências, criando a demanda por gerenciamento de riscos. Logo, uma companhia de seguros está interessada em comprar um instrumento financeiro que seja capaz de mitigar seus riscos operacionais (CUMMINS; TRAINAR, 2009).

As resseguradoras são as responsáveis por abastecer a demanda do mercado segurador por instrumentos de diversificação e gerenciamento de risco, retendo para si os riscos do mercado primário de seguros. Deve-se considerar que uma companhia de seguros, ao pagar o prêmio à resseguradora, repassa parte da receita da sua atividade principal, o que via de regra não é desejável. Entretanto, a redução da exposição ao risco decorrente do negócio é interessante e necessária. De modo geral, a transferência de riscos por meio de resseguro desempenha um papel importante na melhora do perfil corporativo da empresa, pois reduz a exposição das companhia a eventos extremos e regionalmente concentrados (CUMMINS; TRAINAR, 2009).

O diagrama 1 ilustra o ponto. Na seção 2.1 são discutidos os principais determinantes intra-firma apontados na literatura para aquisição de resseguro pelas seguradores. O objetivo é apresentar os principais estudos que analisaram a demanda por resseguro do ponto de vista da estrutura de capital no mercado secundário, ou seja, entre seguradoras e resseguradoras. A seção 2.2, por sua vez, examina a maneira pela qual mercados de resseguro com competição imperfeita restringem o uso de resseguro. Já a seção 2.3 apresenta os canais de transmissão da política. Por fim, a seção 2.4 traz algumas evidências empíricas sobre o tema.

Figura 1 – Representação gráfica do mercado segurador



Fonte: (CUMMINS; TRAINAR, 2009) - Adaptação dos autores.

2.1 Demanda corporativa por resseguro

Como o mercado de resseguros aumenta a capacidade de subscrição de apólices das companhias cedentes, a companhia de seguros é capaz aumentar seu nível de alavancagem, subscrevendo apólices maiores, sem necessariamente aumentar o risco do negócio. Além disso, estabiliza os resultados do negócio. Isso porque o instrumento reduz a volatilidade do resultado financeiro da cedente, substituindo a aleatoriedade de uma perda por um pagamento de prêmio determinístico. O resseguro, então, direciona a volatilidade de uma companhia de seguros para um nível desejado de expectativas de mercado.

Hoerger, Sloan e Hassan (1990) buscam mostrar a relação entre a demanda por resseguro e risco de falência da seguradora. Os autores argumentam que a seguradora risco neutro adquire resseguro apenas até ponto que evita sua falência. Isso maximiza o valor dos sinistros dos segurados ao custo mínimo em termos de valor da companhia. Os resultados mostram que, se uma seguradora transfere riscos, o valor que ela ressegura aumentará conforme aumenta a volatilidade da perda *ex ante* ao contrato de resseguro. Ainda, Doherty e Smetters (2005) mostram que o resseguro se torna irrelevante se o preço do seguro for inelástico em relação à probabilidade de ruína da seguradora. Entretanto, se os prêmios de seguro forem sensíveis aos riscos de inadimplência das seguradoras, os segurados estarão dispostos a pagar um preço mais alto por uma apólice quando o risco de ruína da seguradora for baixa. Carson e Hoyt (1995) encontram evidências de que a relação marginal entre alavancagem e valor da empresa tem retornos decrescentes, de modo que, em determinado nível de alavancagem, a firma começa a perder valor devido à probabilidade de falência.

Cole e McCullough (2006) argumentam que resseguradoras têm vantagens comparativas sobre as seguradoras devido ao conhecimento especializado ou a economias de escala na prestação de *real services*, tais como cálculo de risco de sinistro e *pricing*. Isso porque, se uma seguradora estiver menos concentrada em linhas de negócios ou em áreas geográficas,

é provável que se beneficie da experiência e dos serviços da resseguradora. Ainda, Cummins e Trainar (2009) afirmam que a internacionalização das companhias resseguradoras permite acesso a um conjunto maior de carteiras, mitigando os riscos da operação. Frequentemente a atuação das seguradoras primárias se dá em uma área geográfica restrita, de modo que as possibilidades de diversificação dentro da própria empresa podem se tornar caras ou ineficientes. Por outro lado, as resseguradoras geralmente têm atuação em nível internacional, o que garante menor exposição a riscos geográficos, sistêmicos e de desastres, bem como provenientes da concentração local de determinados ramos de negócios. Ainda, o fato de as resseguradoras serem, em média, mais antigas permite que seus conjuntos de dados utilizados para análise de risco sejam maiores. Isso diminui a assimetria informacional e garante a melhora do resultado da empresa.

Por fim, o resseguro melhora a diversificação do portfólio da seguradora. Isso possibilita o aumento de participação de mercado, a entrada em novos ramos, a melhora da experiência em determinadas linhas de negócios e a garantia de liquidez aos contratos.(CUMMINS; TRAINAR, 2009; COLE; MCCULLOUGH, 2006; MAYERS; SMITH, 1990)

Há, ainda, literaturatura dedicada ao estudo do problema bilateral entre a firma seguradora e a resseguradora. O objetivo principal destes trabalhos é determinar a quantidade ótima de resseguro contratado entre as partes, dadas suas preferências pelo risco. Um princípio de cálculo de prêmio, nessas condições, é uma função de distribuição acumulada que associa cada distribuição de sinistros a um número real. O problema foi formalizado pela primeira vez por Borch (1960), que buscou minimizar a variância do sinistro retido pela seguradora. Nesse trabalho, o autor mostrou que a quantidade demandada de resseguro é ótima sob o critério de minimizar a variância do sinistro retido quando o prêmio pago pelo resseguro é calculado de acordo com o princípio do valor esperado, que é definido pelo valor do prêmio mais um carregamento como perda esperada. Este resultado pioneiro foi posteriormente estendido para situações em que há uma função objetivo mais sofisticada, bem como pressupostos mais realistas aos agentes do modelo.

2.2 Quebra de monopólio no mercado ressegurador

Na literatura, foram sugeridas diversas abordagens analíticas para o estudo da demanda por resseguro. Entretanto tradicionalmente o ponto de partida das modelagens econômicas é de que segurados, seguradoras e resseguradoras maximizam a utilidade esperada de sua função riqueza, com base nas suas preferências de risco (parâmetros de média e variância da função). Limitando o escopo dos modelos ao objetivo deste trabalho, discutimos três abordagens que ilustram a hipótese que queremos testar.

Em Blazenko (1986), supondo a existência de dois tipos de arranjos do mercado

ressegurador, o autor argumenta que o resseguro fornece capacidade adicional ao mercado, facilitando a disseminação do risco das seguradoras. No primeiro modelo, o mercado primário é perfeitamente competitivo, com seguradoras e segurados tomadores de preço, mas existem barreiras à entrada no mercado ressegurador. Essas barreiras decorrerem de requisitos de provisões ou de capital mínimo pela autoridade regulatória, bem como a existência de um monopólio obrigatório. No segundo modelo, os mercados segurador e ressegurador são perfeitamente competitivos, na medida que a totalidade dos agentes são tomadores de preços e não existirem barreiras à entrada.

Como representado na figura 1, na existência de ativos sujeitos a perdas estocásticas, indivíduos têm a opção de adquirirem proteção parcial ou total contra um sinistro junto a uma seguradora, mediante o pagamento de um prêmio proporcional ao capital segurado. Por sua vez, as seguradoras podem transferir a sua perda aleatória para uma resseguradora, mediante o desembolso do prêmio da apólice de resseguro.

Na presença de oferta de resseguro em um mercado competitivo, não existe equilíbrio em que o prêmio cobrado pelas resseguradoras seja diferente do «prêmio atuarial justo», ou seja, aquele que torna o lucro esperado da seguradora zero. Esse resultado é intuitivo, pois, na hipótese do prêmio do seguro ser maior do que o prêmio do resseguro, as seguradoras cederiam a maior quantidade possível de apólices às resseguradoras, o que atrairia mais ofertantes ao mercado primário, reduzindo o preço até que o lucro retornasse a zero. Contrariamente, na hipótese de o prêmio do seguro ser menor do que o prêmio do resseguro, as seguradoras cedem suas carteiras e o equilíbrio equivale a um mercado sem oferta de resseguro com *full insurance*.

Esse resultado implica a inexistência de demanda das seguradoras para qualquer nível de prêmio. Com preços iguais, uma seguradora seria indiferente a ceder sua carteira em resseguro, desde que compense essa posição no mercado primário de seguros. Entretanto, assumindo que as resseguradoras não podem vender diretamente aos segurados, o mercado de resseguros surge, em competição perfeita, porque os resseguradores podem aumentar sua riqueza esperada induzindo as seguradoras a fazer resseguro por meio do uso de taxas menores do que as existentes no mercado direto (BLAZENKO, 1986).

Agora, supondo que uma resseguradora tenha poder de mercado com base no conhecimento da demanda de resseguro que se origina do mercado direto com taxas de prêmio diferentes, mas as seguradoras permanecem tomadoras em ambos mercados. Nesse caso, a elasticidade da curva de demanda excedente por cobertura é sempre maior do que a curva de demanda direta original por seguro. Assim, a resseguradora monopolista enfrenta duas respostas a um aumento no preço: o mercado direto reage aos preços repassados pelas seguradoras, e as próprias seguradoras reagem diminuindo a cessão de prêmios (BLAZENKO, 1986).

Desse modo, a consequência prática da quebra do monopólio é que a introdução de

novos resseguradores no mercado é equivalente à adição de operadoras no mercado direto, aumentando a concorrência efetiva. Em outras palavras, a cobertura total oferecida no mercado direto é a cobertura líquida das seguradoras somada à cobertura das resseguradoras. O aumento da oferta no mercado ressegurador decorrente da quebra de um monopólio tem um impacto indireto sobre a oferta total no mercado direto de seguros. É o equivalente ao aumento da competitividade dos mercados de seguros em geral (BLAZENKO, 1986). Todo o risco é distribuído entre uma seguradora e resseguradoras, cada uma assumindo uma parcela infinitesimal. Em contraste, na presença de um ressegurador monopolista, o risco não é totalmente distribuído entre seguradoras e resseguradoras, pois é do interesse do ressegurador diminuir a quantidade ofertada de resseguro.

Eden e Kahane (1991) modelam o alinhamento de objetivos opostos de capacidade de monitoramento de *moral hazard* e a capacidade de diversificação de risco em múltiplos mercados de seguro pela existência conjunta de seguradoras locais e resseguradoras internacionais no mesmo mercado. Os autores partem do pressuposto de que as seguradoras possuem uma vantagem não disponível às resseguradoras: elas monitoram melhor o comportamento dos segurados a um custo menor e, por isso, reduzem as perdas com os contratos segurados. Já as grandes resseguradoras internacionais possuem uma vantagem não disponível para as seguradoras locais: elas são capazes de diversificar melhor o risco. Portanto, a justificativa econômica para o compartilhamento de risco entre os três agentes resulta do *trade-off* entre custos de monitoramento de risco moral e a capacidade de diversificar os riscos internacionalmente.

Jean-Baptiste e Santomero (2000) propõem um modelo de informação assimétrica no mercado entre seguradoras e resseguradoras para explicar como o problema de seleção adversa pode ser mitigado pelo uso de resseguro. Na medida que o ressegurador não observa o custo inicial incorrido pelo segurador nem os critérios de *screening* dos segurados, a realização de perdas em cada período no mercado primário de seguros contêm informações sobre o valor esperado do sinistro que será indenizado no mercado secundário de resseguros. Assim, na medida que os agentes revelam suas informações com o passar do tempo, os prêmios dos contratos de resseguro reduzem com o passar do tempo e com o nível de informações reveladas. No limite, o modelo propõe que a natureza intertemporal da seleção adversa no mercado de resseguro é capazes de deslocar o equilíbrio de mercado em direção ao ponto de cessão ótima de prêmios nesse mercado, aumentando a quantidade ofertada de seguros no mercado primário.

2.3 Canais de transmissão da política

Com base no que foi discutido na seção anterior, em comparação com as condições institucionais presentes no período anterior a uma quebra de monopólio, é possível formular

algumas hipóteses acerca dos efeitos que uma mudança regulatória no mercado de resseguros deve ter gerado sobre o mercado segurador.

Canal preço

O resultado do aumento da quantidade ofertada decorrente da quebra de um monopólio é amplamente conhecido na literatura econômica. O monopolista tem um incentivo para reduzir a produção e cobrar um prêmio superior ao custo marginal e, por sua vez, evitar transações eficientes que teriam ocorrido na presença de um mercado competitivo. Diante do preço que maximiza o retorno do agente monopolista, as seguradoras ou pagam prêmios mais altos do que o necessário para obter resseguro ou devem procurar outros tipos de securitização de ativos e diversificação de ativos utilizando uma quantidade maior de recursos. De outro modo, ao impedir transações, o monopólio é ineficiente porque a sociedade consome mais recursos do que o necessário para atingir determinados níveis de utilidade entre os segurados (BLAZENKO, 1986; **??**).

Em equilíbrio, no mercado monopolista, a receita marginal o ressegurador está abaixo do excesso de demanda por cobertura. Ou seja, haverá um peso morto de cobertura de risco que não será protegida via resseguro. É interessante notar que a elasticidade dessa curva de demanda excedente por cobertura é sempre menor do que a curva de demanda em um mercado competitivo. Com a quebra do monopólio estatal, as resseguradoras enfrentam duas respostas a um aumento na oferta: o mercado direto reage à redução de preços repassados pelas seguradoras, e as próprias seguradoras reagem aumentando a cobertura cedida. O prêmio tanto no mercado direto quanto no de resseguro é menor que o preço de equilíbrio em um mercado com concentração de mercado devido ao deslocamento da oferta da indústria de resseguro para direita (BLAZENKO, 1986). Ao mesmo tempo, a introdução de mais resseguradoras faz com que os agentes deste mercado secundário se tornem tomadores de preços, diminuindo o poder de mercado em relação à estrutura monopolista, que deverá atuar sob competição, o que também faz com que o prêmio reduza para níveis convergentes entre os mercados segurador e ressegurador. Assim, a introdução de mais resseguradoras aumenta a concorrência efetiva no mercado direto e por conseguinte a quantidade demandada de seguros.

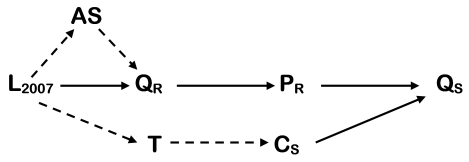
Há, contudo, um segundo fator atuando no mecanismo de preços sobre a quantidade demandada de seguros na quebra de monopólio no mercado secundário. Como discutido na seção anterior, as novas companhias de resseguro que resolvem entrar no mercado não conhecem *a priori* a atuação das seguradoras primárias no mercado direto com seus clientes segurados. A assimetria de informação entre os agentes terá um efeito negativo sobre os preços decorrente do problema de seleção, que será resolvido ao longo do tempo, na medida que as informações vão sendo reveladas. De toda sorte, é esperado que o efeito do choque positivo de oferta de resseguros domine o efeito de segunda ordem decorrente do problema de seleção (JEAN-BAPTISTE; SANTOMERO, 2000; EDEN; KAHANE, 1991).

Canal custo marginal

Entretanto, há um segundo efeito sobre a penetração de seguros no produto. Com a abertura do mercado de resseguros para empresas estrangeiras, espera-se uma melhora na eficiência técnica das resseguradoras e seguradoras dada pela atração de capital humano do mercado de seguros, melhora da tecnologia de gestão de risco e precificação, bem como a absorção de conhecimento técnico, tecnologia e complexidade do mercado internacional (ANAND; LEVERTY; WUNDER, 2020; COLE; MCCULLOUGH, 2006).

A melhora da eficiência técnica das seguradoras, seja pela contratação de *real services* das resseguradoras, que possuem maiores ganhos de escala, seja pelo ganho de economias de aglomeração no mercado secundário, deve gerar reduções do custo marginal da empresa seguradora. Esse choque na tecnologia expande a curva de produção da seguradora, que agora poderá albergar uma maior quantidade de riscos ou atuar em novas linhas de seguro que antes não detinha tecnologia para atuar.

Figura 2 – DAG – Representação do efeito causal



Fonte: Elaboração dos autores

A figura 2 representa os canais de transmissão discutidos por meio de um grafo acíclico dirigido (*Directed Acyclical Graph*, DAG). Na figura, L_{2007} é a mudança institucional no mercado de resseguros gerada pela LC 126/2007, Q_R é a oferta das resseguradoras, P_R é o prêmio do resseguro, Q_S é a demanda de seguros, AS é o problema não observável de seleção adversa decorrente da assimetria de informação entre seguradoras e resseguradoras, T representa o ganho de eficiência técnica das operadoras de seguro com a abertura de mercado e C_S representa o custo marginal das seguradoras. Essa metodologia tem sido usada mais recorrentemente na literatura econômica como uma maneira atraente de capturar e ilustrar as relações causais dos problemas que queremos medir.

2.4 Evidências empíricas

Os canais de transmissão elencados na seção apresentados na seção 2.3 parecem serem corroborados pela evidência empírica.

Berger, Cummins e Tennyson (1992) testam o efeito de choques na oferta de resseguros como fator agravante da crise da década de 1980. A discussão teórica destaca o

fato de que as seguradoras podem oferecer preços mais baixos no mercado de produtos primários usando resseguro. O aumento da incerteza no mercado ou choques de capital levam a restrições de fornecimento e a aumentos de preços nos mercados de resseguro que são transmitidos diretamente aos mercados primários. Ainda, flutuações nos preços dos instrumentos de resseguro foram largamente documentadas na literatura (Berger, Cummins e Tennyson (1992), Meier e Outreville (2006), Meier e Outreville (2010). Na medida que o preço do resseguro sofre choques, o resseguro se torna mais ou menos acessível para as seguradoras e isso se reflete em maior capacidade de retenção, concorrência de preços e redução do sinistro retido, com consequente melhora do *combined ratio*[1].

As elasticidades-preço da demanda e da oferta, bem como as expectativas, também desempenham um papel importante nesse modelo proposto. Weiss e Chung (2004) argumentam que, após um choque de capital, a demanda por resseguro aumenta devido à atualização de probabilidade da perda esperada. Lai et al. (2000) mostram que a curva de oferta se torna mais inelástica quando crises ocorrem, deslocando-se para a esquerda. Da mesma forma, a demanda aumenta conforme as expectativas de perdas futuras são incorporadas, de modo que a curva de demanda por seguros se torna mais inelástica. As mudanças nas elasticidades de demanda e preço após um choque de capital levam a aumentos de prêmios.

Anand, Leverty e Wunder (2020) testam o efeito da experiência da seguradora na demanda por resseguro. Os autores identificam a demanda por serviços das resseguradoras explorando a variação na experiência da seguradora e da quantidade de resseguro comprada em relação à carteira. A hipótese de eficiência de serviço real sugere que a demanda por resseguro depende das vantagens comparativas das resseguradoras em relação às seguradoras na prestação de serviços auxiliares devido à experiência e conhecimento especializado das resseguradoras.

Yan e Hong (2015) investiga a existência de assimetria de informação testando a correlação entre a cobertura e o risco *ex post* em resseguro sobre as três principais linhas de seguros: responsabilidade civil em automóveis, residencial e responsabilidade civil decorrente de relações de consumo. Os autores mostram que as linhas de seguro automotivo e residencial possuem forte correlação com a cobertura de resseguros e o risco *ex posts nestes mercados*. Para o mercado de responsabilidade civil do produtor, os autores não encontram evidências da existência de assimetria de informação no mercado ressegurador, o que, segundo os autores, poderia ser explicado pela quantidade reduzida de agentes e menor possibilidade de mecanismos de pulverização de riscos.

[1] *Combined ratio* é uma forma de medição da lucratividade utilizada por seguradoras e resseguradoras. É calculada como a razão entre a soma das perdas e custos administrativos dividida pela total de prêmios ganhos

3 O problema regulatório no Brasil

A história da atividade resseguradora no Brasil se confunde com a criação do Instituto de Resseguros do Brasil (IRB) em 1939. O principal objetivo de sua constituição foi viabilizar o surgimento de um mercado de resseguros nacional como forma de fortalecer a atividade seguradora brasileira, fundamental ao gerenciamento dos riscos decorrentes do processo de industrialização acelerada que se desejava implementar no Brasil à época. O ato legal também vislumbrava alguns objetivos adicionais como o de evitar o envio para o exterior dos prêmios pagos às companhias de resseguros estrangeiras que atendiam o mercado nacional, diminuindo, dessa forma, o saldo de transações correntes. Além disso, dentro do escopo do novo instituto estava a regulação da atividade de resseguros no país, o resseguro das responsabilidades que excedessem a capacidade de retenção das companhias seguradoras e a retrocessão dos riscos que não pudessem ser absorvidos junto às demais sociedades seguradoras em operação. As seguradoras instaladas no país eram obrigadas a transferir os riscos exclusivamente ao IRB, sob pena de cassação da licença de operação. Estava criado o monopólio do resseguro no Brasil (CONTADOR, 2014; CONTADOR; KREBS, 2016)

A partir dos anos 80, os choques negativos do preço do petróleo, da crise da dívida, da deterioração fiscal dos entes federados e da aceleração do processo inflacionário sobre a economia brasileira começam a pressionar a política por reformas estruturais. O peso do arcabouço institucional se fez sentir sobre o mercado que começava a sofrer com as restrições normativas sobre as operações de seguro e pela perda de competitividade resultante do monopólio do IRB.

O processo de abertura em razão da deterioração da conjuntura macroeconômica do final do século XX não foi exclusividade brasileira. O desequilíbrio financeiro das economias latino-americanas proporcionou uma série de reformas como a privatização da Caja Reaseguradora no Chile em 1989, a quebra de monopólio da Reaseguradora Peruana em 1991 e a liquidação da Inder na Argentina em 1992 (UNCTD, 1994).

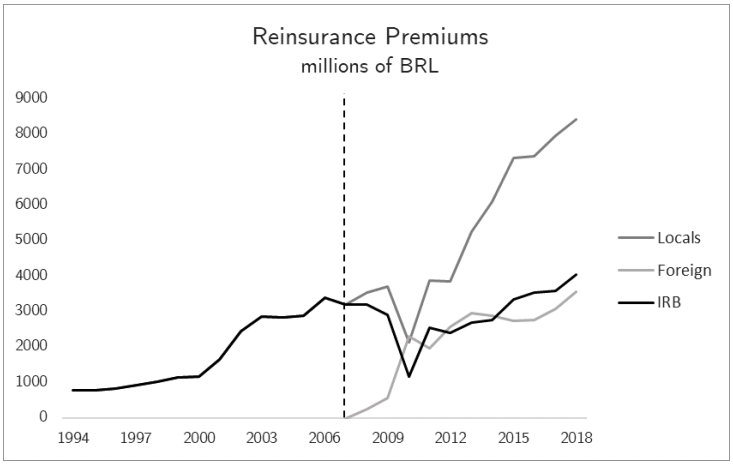
No Brasil, a Emenda Constitucional 13/1996 deu o primeiro passo no sentido de incluir o resseguro no rol de atividades passíveis de participação de capital estrangeiro em suas instituições. Em seguida, o Decreto 2.423/1997 incluiu o IRB no Programa Nacional de Desestatização e a Medida Provisória 1.578/1997, posteriormente convertida na Lei 9.482/1997, determinou sua transformação em Sociedade de Economia Mista, modificando sua natureza pública para mista de modo a permitir o aporte de capital privado. A etapa seguinte foi retirar as atribuições normativas conferidas ao IRB, que se deu pela Lei 9.932/1999. Entretanto, no fim de 2002, em decisão por maioria, o Supremo

Tribunal Federal julgou procedente a Ação Direta de Inconstitucionalidade (ADI) 2.223-7, acolhendo a tese da inconstitucionalidade dos artigos da Lei nº 9.932/99 que transferiam à Superintendência de Seguros Privados (SUSEP) as atribuições regulatórias e de fiscalização desempenhadas pelo órgão, obstando o processo de abertura do mercado de resseguros. Em razão desse revés jurídico, o processo de abertura do mercado de resseguros permaneceu parado até meados da década seguinte. Somente em janeiro de 2007, foi sancionada a Lei Complementar 126/2007 que colocou fim no monopólio do resseguro e modernizou as regras da atividade.

Esse importante marco legal, em conjunto com a Resolução CNSP 168/2007, permitiu três tipos de resseguradores no país: o local, o admitido e o eventual. O local é aquele sediado no Brasil, constituído sob a forma de sociedade anônima com objeto exclusivo à realização de operações de resseguro ou retrocessão. Já o admitido e o eventual são sediados no exterior e cadastrados na SUSEP. O admitido deve ter mais de cinco anos de operação, deter patrimônio líquido superior a USD 100 milhões, ter classificação de solvência adequada e possuir escritório de representação no Brasil. Já o eventual tem os mesmos requisitos do admitido à exceção do patrimônio, que deve ser de USD 150 milhões, e do escritório de representação em território nacional, que é desnecessário. Além disso, a Lei Complementar 126/2007 previu a impossibilidade de concessão de autorização para resseguradores sediados em paraísos fiscais, permitiu a manutenção das operações do IRB como ressegurador local e criou a oferta preferencial aos resseguradores locais (60% até três anos da vigência da lei e 40% posteriormente).

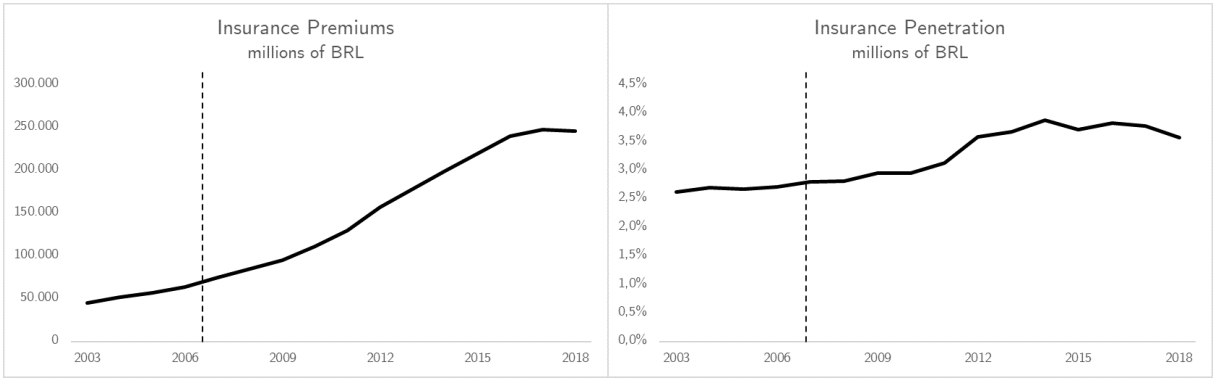
O modelo de negócios do IRB antes da abertura era relativamente simples. As seguradoras contratavam o resseguro obrigatório, que era definido por uma porcentagem das provisões técnicas, ou facultativo, que era adquirido por necessidades comerciais da empresa, diretamente com o monopolista e este decidia reter os riscos da apólice ou repassar em retrocessão ao exterior. Do ponto de vista microeconômico, com o advento da quebra do monopólio, alguns efeitos eram esperados ao longo do tempo, como explicado na seção 2.

Figura 3 – Prêmios de Resseguro



Fonte: SUSEP, Escola Nacional de Seguros (ENS). Elaboração própria.

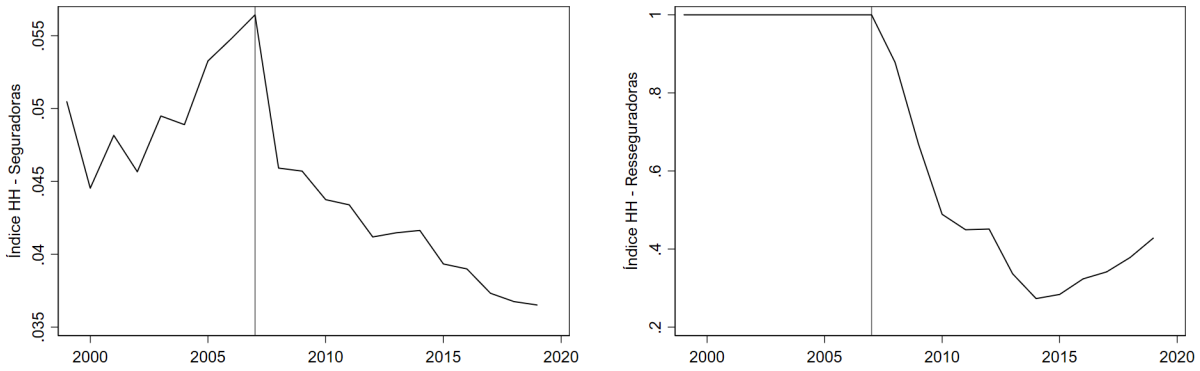
Figura 4 – Seguros: prêmios e penetração



Fonte: SUSEP. Elaboração própria.

A figura 3 mostra a evolução dos prêmios cedidos em resseguro por companhias brasileiras às resseguradoras cadastradas na SUSEP. A linha pontilhada marca o momento da sanção da Lei Complementar 126/2007. Também, a figura 4 apresenta dois gráficos: a evolução dos prêmios recebidos pelas seguradoras e a sua respectiva penetração no PIB. A linha pontilhada vertical indica a quebra do monopólio do IRB.

Figura 5 – Índice HH para os mercados de seguros e resseguros



Fonte: Escola Nacional de Seguros (ENS) e SUSEP.
Elaboração própria a partir dos dados de prêmios diretos (excluídos VGBL e VRGP)

Outra informação importante de ser considerada é a concentração dos mercados de seguros e resseguros. Consoante se depreende da figura 5, o índice Herfindahl Hirschman (HH) anual de ambos mercados apresenta forte queda após a entrada em vigor da Lei Complementar 126/2007. O índice foi construído a partir dos prêmios diretos das seguradoras e resseguradoras, excluídos os produtos de previdência complementar (VGBL e VRPG).

Isso posto, o objetivo do artigo é testar se a melhora do ambiente de negócios no mercado ressegurador efetivamente causou os impactos esperados na atividade primária de seguros. Entretanto, essa tarefa não é simples. As diversas mudanças institucionais ocorridas no Brasil ao fim dos anos 90 e início dos anos 2000 dificultam a tarefa de identificar o efeito causal desejado. Nesse sentido, nossa estratégia empírica deve levar em conta a complexidade da estrutura do mercado de seguros brasileiro, bem como a conjuntura econômica em que a quebra de monopólio do IRB se deu, a fim de encontrarmos o efeito causal da relação do aperfeiçoamento das instituições do resseguro sobre a atividade seguradora.

4 Estratégia Empírica

Para gerar o modelo ideal de avaliação do efeito da quebra de monopólio do IRB em 2007 sobre o mercado de seguros, seria necessário criar um experimento no qual fosse possível observar duas versões idênticas do Brasil, uma na qual houve a quebra de monopólio ressegurador e a outra na qual a Lei Complementar 126/2007 nunca foi aprovada. Então, bastaria comparar as duas séries de prêmios totais de seguros e sua diferença seria o efeito total do fim do monopólio do mercado de resseguros sobre o mercado de seguros. O problema fundamental da inferência causal é que, embora de simples formulação, o problema anterior não pode ser observado diretamente.

Independentemente da validade das premissas de identificação, a maioria das estratégias empíricas usualmente empregadas nos estudos aplicados fornecem uma estimativa do efeito combinado de todas as políticas implementadas à época da abertura. Assim, os resultados principais apresentados devem ser interpretados como o efeito total da abertura, ou seja, o efeito direto da quebra do monopólio ressegurador por todos os mecanismos de transmissão apresentados na seção 2.

Outrossim, a fim de evitar a captura de efeitos cambiais não desejados sobre o mercado de seguros, estaremos interessados na evolução da série de penetração dos prêmios de seguro sobre o produto interno bruto (PIB) a partir de 1995. O motivo de utilização dessa variável de interesse é bem direta, na medida que a penetração corresponde à razão entre total de prêmios subscritos sobre o PIB do país, o que remove os efeitos de valorização da moeda sobre o efeito direto medido.

Assim, nosso objetivo é identificar o efeito total da abertura de mercado sobre a penetração. Considerou-se o controle sintético como principal estratégia de identificação e utilizou-se, ainda, os métodos de diferença em diferenças e previsão de dados em painel (HSIAO; CHING; WAN, 2012) para garantir a robustez dos dados encontrados. Todas essas estratégias compartilham uma característica comum: elas constroem a série de resultados contrafactuais por meio de uma média ponderada dos resultados das unidades não tratadas. Eles diferem na maneira como os pesos são escolhidos para construir tais contrafatuais. Nas subseções a seguir, esses métodos são descritos em detalhe. Ao longo da discussão, chamaremos $Y_{it}(1)$ o resultado de interesse (penetração) para o país i no momento em que ele estava sujeito ao tratamento. Da mesma forma, denota-se $Y_{it}(0)$ como o resultado do interesse para o país i no momento em que não estivesse sujeito ao tratamento. Seja $i = 1$ a notação para Brasil. Como, em um determinado momento, só podemos observar cada país sob um dos status de tratamento em potencial, temos:

$$Y_{it} = Y_{it}(1) \cdot D_{it} + Y_{it}(0) \cdot (1 - D_{it})$$

onde D_{it} é uma dummy igual a um se o país i no tempo t está sob o tratamento. A seguir discutem-se as estratégias de identificação utilizadas para produzir o contrafactual não observado. A seguinte estratégia se assemelha à metodologia proposta por Jales et al. (2018).

4.1 Controle Sintético

O objetivo da utilização do controle sintético é obter um contrafactual para o período pós-intervenção a partir dos dados.

Formalmente, seguindo os trabalhos de Abadie et al. (2010), Abadie e Cattaneo (2018), Abadie (2020), seja $C = N - 1$ o número de unidades de controle candidatas a compor a unidade sintética. Define-se $\hat{\beta} \equiv (\hat{\beta_2}, \hat{\beta_3}, ..., \hat{\beta_N})$ como o vetor que representa o peso que cada unidade de controle candidata assume ao construir a série sintética. Seja Z_1 a matriz $(K \times 1)$, onde K é o número de variáveis de pré-tratamento associadas à unidade tratada (Brasil). Seja Z_0 a matriz $(K \times C)$ que contém as variáveis de pré-tratamento associadas a todas as unidades de controle candidatas. Além disso, seja W uma matriz diagonalizável. Para uma dada matriz de ponderação W, o vetor de pesos $\hat{\beta}$ é obtido resolvendo o seguinte problema de otimização condicionada:

$$\begin{aligned}
&\hat{\beta} = argmin(Z_1 - Z_0\beta)'W(Z_1 - Z_0\beta) \\
&s.a. \beta_i \geq 0 \\
&\sum_{i=2}^{C} \beta_i = 1
\end{aligned}$$

A solução do problema é um vetor $\hat{\beta}$ de pesos atribuídos a cada unidade de controle ao construir o resultado contrafactual brasileiro $(\widehat{Y_{it}(0)})$. Essa série é uma média ponderada dos resultados do controle, com os pesos dados por $\hat{\beta}$, ou seja: $\widehat{Y_{it}(0)} = \sum_{i=2}^{C} \hat{\beta}_i Y_{it}$.

Assim, o efeito estimado $\widehat{\alpha_{it}^{cs}}$ é obtido pela diferença entre a série observada do Brasil e o contrafactual estimado:

$$\widehat{\alpha_{1t}^{cs}} = Y_{1t}(1) - \widehat{Y_{1t}(0)}.$$

4.2 Painel HCW

Hsiao, Ching e Wan (2012) propuseram um novo método para estimar o efeito médio do tratamento usando dados em painel. A abordagem do painel HCW explora a dependência dos dados de corte transversal entre as potenciais unidades de controle e a unidade tratada (Brasil) para estimar o contrafactual não observado $Y_{1t}(0)$ e, dessa forma, obter o efeito estimado do tratamento:

$$\eta_{1t}^{HCW} = Y_{1t}(1) - \widehat{Y_{1t}(0)}.$$

O fundamento da estratégia se sustenta na hipótese de que o contrafactual $Y_{1t}(0)$ é gerado por um modelo fatorial dinâmico com a seguinte forma:

$$Y_{1t}(0) = \gamma_1 + b_1' f_t + \epsilon_{1t},$$

onde γ_1 representa o efeito fixo não variante do país tratado, f_t é um vetor que denota os fatores comuns não observados que variam no tempo, b_1 é o vetor de constantes de pesos das unidades de controle e ϵ_{1t} é o componente de erro da unidade sintética ao longo do tempo.

De modo bastante prático, a especificação fatorial e os pressupostos desenvolvidos no trabalho original se mantêm numa estimação simples de dados em painel (HSIAO; CHING; WAN, 2012; GARDEAZABAL; VEGA-BAYO, 2017). Desse modo, os períodos pré-tratamento das unidades que não sofreram a intervenção restantes no conjunto de possíveis doadores $Y_{-1t} = (Y_2, ..., Y_C)'$ podem ser utilizadas para estimar o contrafactual $\widehat{Y_{1t}(0)}$.

$$\widehat{Y_{1t}(0)} = \alpha + \beta Y_{-1t} + \epsilon_{it}$$

É importante observar que a abordagem de dados em painel nos permite calcular modelos para até $C + 1$ parâmetros. Ou seja, se a duração do período de pré-tratamento $t = -1, ..., -T$ não for suficiente maior do que o número de possíveis controles, o modelo proposto com todas as unidades não poderá ser calculado devido à insuficiência de graus de liberdade.

Além de sua simplicidade de implementação, dentre as vantagens do modelo HCW em relação aos demais métodos está a desnecessidade de existência de tendências paralelas entre a unidade tratada e o controle para o período pré tratamento – como ocorre no modelo DD – e a prescindibilidade de relação de pertencimento do contrafactual não observado no conjunto convexo dos possíveis controles.

4.3 Diferença em diferenças

O método de diferença em diferenças (DD) consiste em construir uma estimativa da variável latente $Y_{1t}(0)$ para $t \geq 0$ — onde $t \geq 0$ representa o período pós-tratamento — usando informações de países que não foram afetados pelo tratamento. O método explora um conjunto de variáveis correlacionadas com a variável de resultado Y. Esse conjunto de variáveis é usado para atribuir pesos a cada país com base em um processo de otimização condicionada que minimiza a distância entre um vetor de características do país afetados pela quebra de monopólio (unidade tratada) e os países que não foram afetados (unidades de controle). Ou seja, desejamos obter o efeito médio do tratamento sobre o tratado (Brasil) para $t \geq 0$:

$$\delta_t = E[Y_{it}(1) - Y_{it}(0)|D_i = 1]$$

Se compararmos a penetração dos prêmios de seguro brasileira com os países que não tiveram a quebra de monopólio no mercado ressegurador ($i \neq 1$), teremos $Y_{1t} - E[Y_{it}|D_i = 0] = Y_{1t} - Y_{1t}(0) + \{Y_{1t}(0) - E[Y_{it}|D_i = 0]\}$. O termo $Y_{1t} - Y_{1t}(0)$ é a diferença entre a penetração do Brasil observada e a penetração que o contrafactual brasileiro teria apresentado se a LC 126/07 não tivesse sido aprovada, ou seja: o que procuramos calcular. O termo entre colchetes nesta equação será o viés de seleção, pois nossa amostra não é aleatorizada. Em outras palavras, o viés é a diferença entre a penetração do contrafactual brasileiro e a média da penetração dos países que realmente usamos como grupo de controle.

Assim, a estratégia de diferença em diferenças (DD) pode resolver este problema de identificação. Isso porque se as diferenças nos resultados entre a unidade tratada e a média das unidades de controle forem estáveis ao longo do tempo (hipótese de tendências paralelas), os dados pré-tratamento podem ser usados para corrigir nossas estimativas para os anos pós-tratamento.

Assim, consideramos o seguinte modelo:

$$Y_{it} = \gamma_i + \lambda_t + \delta_t D_{it} + \epsilon_{it}$$

onde γ_i é o efeito específico de cada país constante no tempo, λ_t é um efeito específico do tempo, δ_t é o efeito da intervenção no tempo t, e ϵ_{it} é um choque não observável para o resultado do país i no tempo t com médio de zero, que assumimos ser não correlacionado

entre países e ao longo do tempo. Então, tomando as expectativas condicionais obtemos:

$$E[Y_{it}|i = 1 \wedge t \geq 0] = E[Y_{1t}] = \gamma_1 + E[\lambda_t|t \geq 0] + \delta_t$$
$$E[Y_{it}|i \neq 1 \wedge t \geq 0] = E[Y_{it}|D_i = 0, t \geq 0] = E[\gamma_i|D_i = 0] + E[\lambda_t|t \geq 0]$$
$$E[Y_{it}|i = 1 \wedge t < 0] = E[Y_{1t}|t < 0] = \gamma_1 + E[\lambda_t|t < 0]$$
$$E[Y_{it}|i \neq 1 \wedge t < 0] = E[Y_{it}|D_i = 0, t < 0] = E[\gamma_i|D_i = 0] + E[\lambda_t|t < 0].$$

É possível verificar que, sob as hipóteses do modelo DD, as duas últimas equações podem ser obtidas diretamente dos dados pré-2008. Do mesmo modo, na estrutura do modelo DD, supomos que o contrafactual não observado pós-tratamento seja composto pela soma do fator constante no tempo de cada país e da tendência temporal em $t \geq 0$: $Y_{1t}(0) = \gamma_1 + E[\lambda_t|t \geq 0]$. Esse termo pode ser reescrito da seguinte forma:

$$Y_{1t}(0) = E[Y_{it}|i \neq 1 \wedge t \geq 0] - \{E[Y_{it}|i = 1 \wedge t < 0] - E[Y_{it}|i \neq 1 \wedge t < 0]\}.$$

Assim, fica evidente que o parâmetro DD pode ser obtido pela diferença entre duas diferenças:

$$\delta_t = Y_{1t}(1) - Y_{1t}(0) = \{Y_{1t} - E[Y_{it}|D_i = 0, t \geq 0]\} - \{E[Y_{1t}|t < 0] - E[Y_{it}|D_i = 0, t < 0]\}$$

A primeira diferença entre parênteses é a comparação entre a penetração do Brasil e a média da penetração no grupo controle para dados pós-2008. A segunda diferença é a comparação entre entre a penetração brasileira e a média do grupo controle para o período pré-intervenção.

Desse modo, para obtermos o resultado de interesse ($\widehat{\delta_t^{DD}}$), estimamos explicitamente $\widehat{Y_{1t}(0)}$ como:

$$\widehat{Y_{1t}(0)} = \hat{\beta} + \frac{1}{C} \cdot \sum_{i=2}^{N} Y_{it},$$

onde $\hat{\beta} \equiv E[Y_{1t}|t <0] - E[Y_{it}|D_i = 0, t <0]$. Dessa feita, o estimador DD implicitamente atribui pesos uniformes para todas as unidades de controle na construção do contrafactual. Por fim, identificamos:

$$\widehat{\delta_t^{DD}} = Y_{1t} - \widehat{Y_{1t}(0)},$$

que é o efeito que desejamos identificar.

5 Dados

5.1 Estatísticas descritivas

Os dados utilizados no presente estudo são provenientes de duas bases diferentes. A primeira, da Swiss Re, contém o valor total de prêmios subscritos, penetração (total de prêmios/pib) e densidade (prêmios/população). A segunda é uma consolidação de diversas variáveis socioeconômicas dos países que serão usados para construção do contrafactual provenientes de dados disponibilizados pelo Banco Mundial e pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

Obtemos, assim, um painel de 47 países com dados anuais de 1995 a 2016. A escolha da limitação temporal e das variáveis abaixo descritas é decorrente de um *tradeoff* entre a disponibilidade dos dados para o período pré-intervenção para as unidades tratadas, a fim de garantir uma amostra com o maior número de graus de liberdade possível, mantendo sempre o Brasil como a única unidade alvo do tratamento na amostra.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

	N	**Mean**	**Std. Dev.**	**Min**	**Max**
(ln) Penetação ($/PIB)	1034	1.358	.881	-1.204	2.874
FDI[1] (% do PIB)	1034	.538	.231	.09	1
(ln) CPI[2]	1033	5.085	0.638	4.574	9.399
PIB per capita (em $)	1034	21306.517	19706.345	373.766	102913.5
Área plantada [3] (% da área total)	1029	3.335	4.626	.007	22.706
Cresc. Populacional (p.p.)	1034	1.095	.737	-1.854	5.322
Comércio ($/PIB p.p.)	1034	77.434	56.779	15.636	437.327

Fonte: elaboração dos autores.

[1] O investimento estrangeiro direto (*Foreign Direct Investment*, FDI) refere-se ao fluxo de capital de investimento direto na economia. É a soma do *capital equity*, reinvestimento de lucros e outros rendimentos do capital.
[2] O índice de preços ao consumidor (Consumer Price Index, CPI) é uma medida da variação dos prçeos calculada pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) que mede mudanças nos preços de consumo de bens e serviços adquiridos ou usados pelas famílias.
[3] A área plantada permanente é a terra cultivada com lavouras ocupadas por longos períodos e não precisam ser replantadas após cada colheita, como cacau, café e borracha. Esta categoria inclui terras sob arbustos floridos, árvores frutíferas, nogueiras e vinhas, mas exclui terras sob árvores cultivadas para obter madeira ou madeira. Fonte: Banco Mundial

Segundo a companhia, os dados e estimativas consolidados nos relatórios anuais da Swiss RE provêm principalmente de autoridades supervisoras nacionais e, em alguns casos, de associações de seguros (Swiss Re Institute, 2019). A penetração do seguro é uma medida comumente utilizada como indicador do desenvolvimento do setor de seguros dentro de um país. É definida como a razão – todas as razões são apresentadas na forma percentual neste trabalho – entre o total de prêmios de seguro e o Produto Interno Bruto (PIB) do país em um determinado ano. O Índice de Desenvolvimento Financeiro (FDI) é uma classificação relativa de países quanto à profundidade, acesso e eficiência de suas instituições financeiras e de seus mercados financeiros. É um agregado do Financial Institutions Index (FI) e do Financial Markets Index (FM) fornecidos pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Já o Índice de Preços ao Consumidor (CPI) é uma

medida da variação média ao longo do tempo nos preços médios pagos pelos consumidores por uma cesta padrão de bens e serviços de consumo. A variável área plantada é a razão da área total do país utilizada em atividade primária. A variável comércio é a razão entre comércio exterior e PIB. Estas últimas variáveis foram obtidas da base de dados do Banco Mundial.

5.2 Requisitos de adequação dos dados

Abadie (2021) discutem alguns requisitos acerca dos dados utilizados em estudos empíricos que utilizam controle sintético ou, de modo mais geral, em estudos que utilizem métodos de estudos de caso comparativos.

O primeiro requisito é a base de dados conter dados agregados dos preditores e da variável de resultado. Como se verifica das estatísticas descritivas mostradas acima, os dados obtidos das Bases da Resseguradora Swiss Re, Banco Mundial e FMI são suficientes para obtenção de uma base com informações suficientes de comparação da variável de interesse (penetração) e das demais variáveis de comparação para as unidades tratadas.

O segundo requisito é a existência de informação suficiente para o período pré-intervenção. Neste ponto, este estudo sofre de limitações que impossibilitam colher dados com maior abrangência temporal. A limitação mais crítica da base de dados decorre da ausência de informações para covariadas para as unidades de controle ao longo do tempo. Algumas unidades de controle, em especial a Argentina, sofrem de inconsistências nos dados agregados das covariadas. Ainda que o controle sintético possa ser utilizado com a ausência ou a imputação de alguns preditores, a supressão consistente de dados nos gera um *trade-off* entre remover períodos temporais, unidades de controle ou covariadas. Em Botosaru e Ferman (2019), os autores mostram que outras variáveis que não sejam as defasagens da variável de interesse têm baixo poder preditivo no controle sintético, mas são importantes para redução do viés da estimação. Dessa forma, o critério adotado neste trabalho foi manter o maior número de unidades de controle e períodos pré-tratamento possíveis e, a seguir, selecionar o maior número de covariadas com alto poder informativo.

O terceiro critério de adequação dos dados propostos por Abadie (2021) é a existência de um número suficiente de informação pós-tratamento. Segundo os autores, os dados da amostra devem incluir variáveis de resultado que sejam afetadas pela intervenção ao mesmo tempo que sejam relevantes para a tomada de decisão sobre adoção da política pública, bem como possuam alto poder informativo. Isso pode ser problemático se o efeito de uma intervenção for esperado para surgir gradualmente ao longo do tempo. No caso concreto, nossa base dispõe de nove períodos (anos) pós-tratamento, sendo uma janela de tempo razoável para análise dos efeitos que queremos medir, permitindo uma visão mais completa dos efeitos da intervenção no tempo. Estando adequados a base de dados que utilizou-se para esta pesquisa, passa-se aos critérios de seleção dos melhores modelos a serem utilizados no estudo.

5.3 Critério de Seleção

5.3.1 *Cherry picking* – Controle Sintético

Como discutido na seção 4, uma limitação importante do método de controle sintético arguida por Ferman, Pinto e Possebom (2020) é que seus proponentes não fornecem uma orientação clara sobre o modo pelo qual deve se dar a escolha das variáveis preditoras que devem ser usadas para estimar os pesos de controle sintético. A proposta dos autores, baseado em um critério de seleção comumente utilizado em séries temporais, é escolher a especificação que minimize o erro médio quadrático de previsão (MSPE) para o período pós-intervenção.

Seguindo o algoritmo proposto pelos autores (FERMAN; PINTO; POSSEBOM, 2016), para cada possível conjunto de variáveis de previsão, calcula-se o estimador de controle sintético considerando cada unidade i, onde $\{i \in C + 1\}$, no conjunto de possíveis controles como sendo aquela sujeita ao tratamento. Em seguida, computa-se o erro de previsão para para cada especificação s, unidade i e tempo t, onde $t \geq 0$:

$$Y_{it}(1) - \widehat{Y_{it}(0)} = Y_{it}(1) - \sum_{i=2}^{C} \hat{\beta_l^{i,s}} Y_{it}$$

onde l é o índice dos controles utilizados para construir a série sintética deste placebo e $\hat{\beta_l^{i,s}}$ representa os pesos utilizados para estimar o modelo s quando i é a unidade tratada. A partir daí, é possível calcular o MSPE de cada modelo estimando sua média ao longo do tempo e das unidades do pool de doadores:

$$MSPE_s = \frac{1}{(T - T_0)C} \sum_{2}^{N} \sum_{t=T_0+1}^{T} (Y_{it}(1) - \widehat{Y_{it}^s(0)^2})$$

Os resultados da tabela 2 foram obtidos através deste algoritmo. Como a base de dados utilizada possui 13 períodos pré-tratamento, cujas defasagens podem ser utilizadas como preditores, e seis variáveis independentes, o número de possíveis combinações cresce exponencialmente, o que torna o critério inviável em termos computacionais. A solução, portanto, é limitar algumas possibilidades de combinações indesejadas, como a especificação que contenha todas as defasagens da variável dependente a utilização de mais de três períodos contíguos como preditores. Abaixo, os modelos secionados que minimizam o MSPE para os períodos pré-tratamento, pós-tratamento e a média entre os períodos.

Tabela 2 – Resultados consolidados – Algoritmo *Cherry Picking*

Modelo	**Variáveis**	**Pre MSPE**	**Post MSPE**
Pré MSPE	(ln) Penetracao(1995, 98, 99, 2001, 02, 04, 06, 07)	.0851	.4548
Pós MSPE	(ln) Penetração(2001, 04, 06); (ln) CPI; Pib Per capita	.2258	.3694
Média MSPE	(ln) Penetração(1995, 98, 99, 2003, 04, 07); PIB per capita; Cresc. Pop.	.1063	.3934

Fonte: elaboração dos autores.

5.3.2 Modelo de seleção de Akaike e LASSO – Painel HCW

No experimento proposto, há um grande número de unidades de potenciais controles que podem ser usadas para prever $\widehat{Y_{1t}(0)}$. Em princípio, poderia utilizar-se tantas unidades, contato que $T < C$. Entretanto, devido a limitações na base de dados do presente estudo, temos apenas 13 períodos pré-tratamento para treinar o contrafactual estimado. Dessa forma, é necessária adoção de um critério de seleção do melhor modelo, a exemplo do que foi feito na subseção 5.3.1.

Hsiao, Ching e Wan (2012) propõem a utilização do critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação corrigido de Akaike (AICc) como processo de de seleção do melhor modelo que reduz o MSPE da regressão. Eles são dados por:

$$AIC = 2k - 2ln(\hat{L})$$

$$AIC_c = AIC + \frac{2k^2 + 2k}{n - k - 1},$$

onde k é número de parâmetros associados aos fatores do modelo, $\hat{L}$ é a função de máxima verossimilhança para o modelo e n é o tamanho da amostra. O AIC tende a selecionar regressores demais na hipótese de os dados conterem um número de fatores pequeno para um número elevado de observações. O AICc corrige o viés de pequenas amostras do AIC, que pode ser especialmente grave no contexto de alta dimensão.

Outro método seleção das unidades de controle é proposto por Li e Bell (2017). Os autores argumentam que o método LASSO (*least absolute shrinkage and selection operator*) é computacionalmente mais eficiente do que os métodos convencionais de seleção de modelo, tais como AIC e AICc, e dá um resultado de predição fora da amostra mais preciso do que as abordagens convencionais. Isso porque os critérios tradicionais de seleção não geram bons resultados na hipótese de o número de unidades de controle C ser superior ao número de períodos pré-tratamento $-T$. O critério de seleção LASSO, por outro lado, permite que a razão entre o número de potenciais controles e a quantidade de períodos pré-tratamento tenda ao infinito ($\frac{C}{-T} \to \infty$).

Considerando a regressão linear proposta na seção 4:

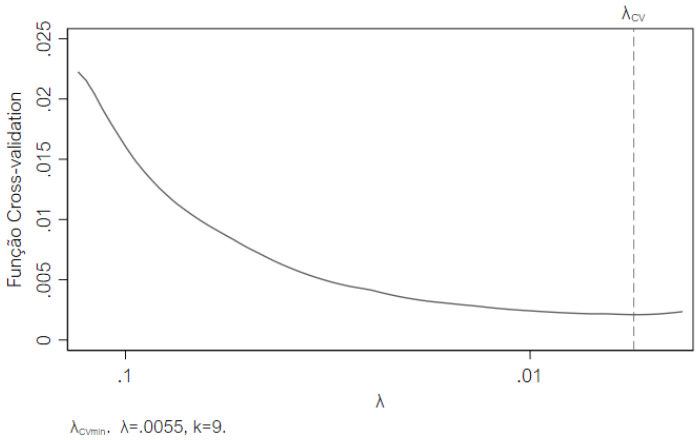
$$\widehat{Y_{1t}(0)} = \alpha + \beta Y_{-1t} + \epsilon_{it} \qquad\qquad t = 1, ..., -T,$$

onde β é um vetor de parâmetros desconhecidos. Como já dito, o critério de seleção não impõe restrição sobre a razão $\frac{C}{-T}$. Então, o problema proposto do método LASSO é selecionar o vetor β que minimiza:

$$\sum_{t=1}^{-T}(Y_{1t} - \beta Y_{it}) + \lambda \sum_{j=1}^{N} |\beta_j|, \qquad \forall i \;\; e \;\; \lambda \geq 0,$$

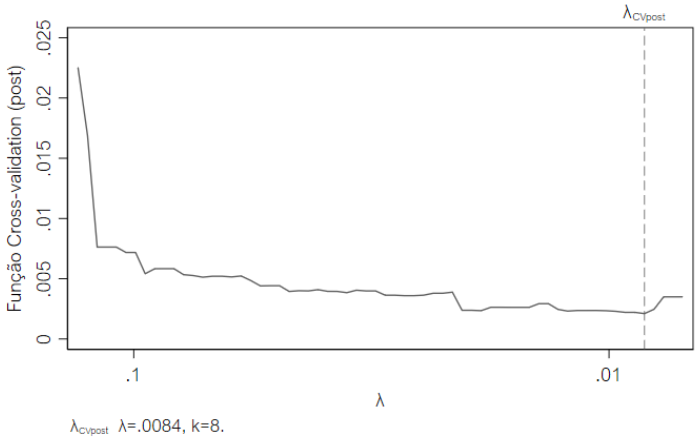
onde λ é um parâmetro de ajuste, que penaliza quanto maior o número de β_j não-nulos no modelo. Para obter-se o melhor modelo, é necessário um critério de seleção do parâmetro λ. O critério proposto é escolher o lambda que minimiza a função *cross-validation*(CV) e o que minimiza a função BIC. Abaixo, apresentamos as informações do processo de de seleção dos modelos para o painel HCW para os lambdas que minimizam a função CV, CV com parâmetros pós-seleção e da função BIC com parâmetros pós-seleção. Devido à estrutura dos dados, a função BIC padrão decai rapidamente e o modelo que minimiza o lambda é aquele que usa apenas a constante como preditor do Brasil sintético, razão pela qual ocultamos o seu resultado.

Figura 6 – Função CV



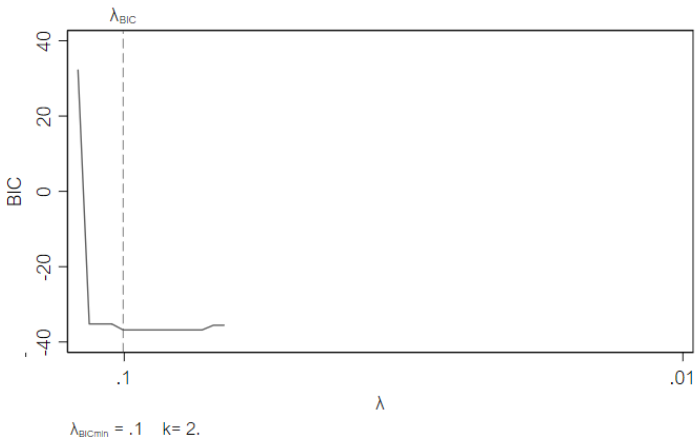
Fonte: elaboração dos autores.

Figura 7 – Função CV pós-seleção



Fonte: elaboração dos autores.

Figura 8 – Função BIC pós-seleção



Fonte: elaboração dos autores.

Tabela 3 – Resultados – seleção LASSO

	CV	**CV Post**	**BIC Post**
Tunísia	x	x	x
Marrocos	x	x	
Panamá	x	x	
Singapura	x	x	x
Holanda	x		
Uruguai	x		
Indonésia	x		
Dinamarca	x	x	
Filipinas	x		
const.	x	x	x
MSE			
pré-trat.	.0001246	.0003599	.002319
pós-trat.	.0515282	.0802101	.1598591
$\boldsymbol{R^2}$			
pré-trat.	0.9937	0.9819	0.8836

Fonte: elaboração dos autores.

Selecionados os modelos com base nos critérios discutidos nessa seção, passamos à apresentação dos resultados.

6 Resultados

Passa-se agora a apresentar os resultados encontrados de acordo com os modelos propostos. A tabela 4 consolida os resultados ano a ano dos efeitos encontrados pelos modelos de diferença em diferenças, de controle sintético de do painel HCW para anos após o início da vigência da lei LC 126/2007. Conforme esperado, para períodos pré-tratamento, as metodologias propostas apresentam boas estimativas para o valor do logaritmo natural da penetração do volume de prêmios de seguros no PIB. Essas evidências nos sugerem que os resultados potenciais para nossa variável de interesse podem ser previstos pela combinação linear das penetrações medidas em nossos possíveis controles. Com efeito, o resultado real observado no Brasil aparece bem acima dos contrafactuais sintéticos criados para uma versão deste país em que o monopólio do IRB não tivesse sido criado.

Tabela 4 – Efeito da LC 126/2007 sobre a penetração de prêmio de seguro nos PIB (DD e Contr. Sint.)

ANO	DD		CS pre	CS post	CS média
2008	0,23	***	0,09	0,06	0,08
2009	0,24	***	0,13	0,09	0,15
2010	0,23	***	0,18	0,08	0,17
2011	0,28	***	0,21	0,21	0,23
2012	0,40	***	0,34	0,34	0,33
2013	0,47	***	0,43	0,44	0,42
2014	0,48	***	0,41	0,46	0,40
2015	0,47	***	0,39	0,43	0,42
2016	0,49	***	0,35	0,42	0,40

Tabela 5 – Efeito da LC 126/2007 sobre a penetração de prêmio de seguro nos PIB (HCW)

ANO	HCW-CS	HCW CV	HCW CV_{post}	HCW BIC
2008	0,08	0,17	0,14	0,24
2009	0,10	0,25	0,22	0,29
2010	0,08	0,32	0,31	0,31
2011	0,12	0,26	0,27	0,33
2012	0,18	0,29	0,36	0,46
2013	0,32	0,36	0,44	0,55
2014	0,57	0,29	0,37	0,53
2015	0,54	0,29	0,37	0,52
2016	0,52	0,13	0,25	0,53

As tabelas 4 e 5 apresentam os efeitos para os principais modelos estimados. Nos primeiros anos após o choque, já podemos verificar um aumento de aproximadamente 10% sobre o o nível pré-intervenção. Com o passar dos anos, o efeito foi acelerando até que em 2016 temos um efeito positivo da quebra do monopólio de resseguros em torno de 42% a 52% sobre a penetração de seguros sobre o PIB, de acordo com os modelos estimados por meio do método de controle sintético. O modelo estimado por meio do estimador de diferença em diferenças dá conta de um efeito bem superior, na ordem de 63%. Entretanto, o ajuste ruim deste modelo para o período pré-intervenção torna pouco confiável o resultado obtido. Como todos os países de controle recebem pesos idênticos na construção do contrafactual, o efeito medido é, em verdade, uma diferença da média da variável de resultado estimada das demais unidades de comparação ano a ano, o que torna o ajuste pré-tratamento pouco satisfatório. Ainda, na tabela 5, são apresentados os modelos estimados pelo método de painel HCW. O efeito encontrado também é positivo, mas

a variância dos resultados é significativamente maior do que os modelos estimados por controle sintético. No modelo fatorial, o menor efeito é de 14% de aumento da penetração de seguros sobre o PIB, ao passo que o maior efeito é de 70%. De salientar que, apesar de os resultados estimados pelo método de painel HCW darem pouca confiabilidade devido a sua variabilidade, o efeito está em linha àqueles encontrados pelo controle sintético, de modo que estes se mantêm robustos.

Na tabela 4, DD é o modelo de diferença em diferenças. Os modelos de controle sintético (CS) se referem aos melhores modelos selecionados pelos critérios propostos em Ferman, Pinto e Possebom (2016), Ferman, Pinto e Possebom (2020), como discutido na seção 5.3. Ou seja, são os critérios que minimizam o erro médio para os períodos pré-tratamento, pós-tratamento e a média entre o período pré e o período pós intervenção, respectivamente. Na tabela 5, HCW são os modelos estimados pelo método fatorial proposto por Hsiao, Ching e Wan (2012), conforme os critérios de seleção expostos na seção 5.3. HCW-CS é o modelo fatorial estimado com as unidades que minimizam o erro médio pré-intervenção estimado por controle sintético. Os demais são modelos selecionados pelo critério LASSO, para o λ que minimizam as funções CV, CV com parâmetros pós seleção e BIC. Abaixo, a tabela apresenta o comparativo das séries do log-natural da penetração estimados para cada um dos contrafactuais, bem como a série verdadeira do Brasil.

Tabela 6 – Log-natural da Penetração para os diferentes métodos

ANO	**Brasil**	**DD**	**CS pre**	**CS post**	**CS média**	**HCW-CS**	**HCW** *CV*	**HCW** CV_{post}	**HCW** *BIC*
2008	1,10	0,87	1,01	1,04	1,01	1,02	0,93	0,96	0,85
2009	1,13	0,89	1,00	1,04	0,98	1,03	0,89	0,92	0,84
2010	1,13	0,90	0,95	1,05	0,97	1,06	0,81	0,82	0,82
2011	1,16	0,88	0,95	0,95	0,94	1,05	0,91	0,89	0,83
2012	1,29	0,89	0,96	0,95	0,96	1,12	1,00	0,93	0,83
2013	1,39	0,92	0,96	0,95	0,96	1,07	1,02	0,95	0,83
2014	1,36	0,88	0,95	0,90	0,96	0,79	1,07	0,99	0,83
2015	1,36	0,89	0,97	0,93	0,95	0,82	1,07	1,00	0,84
2016	1,39	0,89	1,04	0,96	0,99	0,86	1,26	1,14	0,85

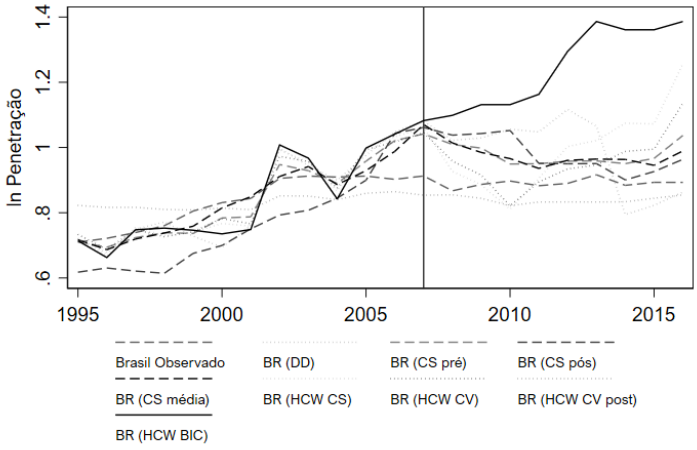
Fonte: elaboração dos autores

As diferenças estimadas são fortes indicativos da presença de um efeito positivo combinado da abertura do mercado ressegurador sobre a participação dos seguros no PIB. Em outras palavras, conforme os mecanismos de transmissão descritos nas seções anteriores, as evidências apontam para o forte efeito total benéfico no mercado de seguros devido a quebra do monopólio da resseguradora estatal. Os efeitos são significativamente diferentes de zero em níveis de significância convencionais. Na próxima seção, conduzimos diversos testes de robustez, em especial com avaliações de permutação de placebos entre as unidades e no tempo para avaliar a significância de nossos resultados encontrados.

Em relação ao padrão dos efeitos ao longo do tempo, é possível observar que a série do Brasil observado se desconecta dos contrafactuais estimados. Outrossim, a esperada desaceleração da atividade seguradora decorrente da crise de 2008 ocorrida em outros países não se verifica no caso brasileiro. Ademais, constata-se que o efeito positivo se intensifica a partir de 2010, coincidindo com o início da vigência do dispositivo da LC 126/2007 que diminui a proporção da regra de preferência de contratação às resseguradoras locais. Importante notar que, além das modificações introduzidas pela Lei 126/2007, uma série de normas administrativas regulamentadoras foram

publicadas pela Susep durante o período pós-tratamento, que impactaram e menor ou maior magnitude a transmissão dos resultados da quebra de monopólio por meio dos mecanismos discutidos na seção anterior. Assim, a interpretação dos resultados obtidos deve ser lida da seguinte maneira: o efeito combinado das políticas de abertura do mercado de resseguros sobre o ritmo de desenvolvimento da atividade seguradora no Brasil foi positivo.

Figura 9 – Brasil observado v. contrafactuais estimados

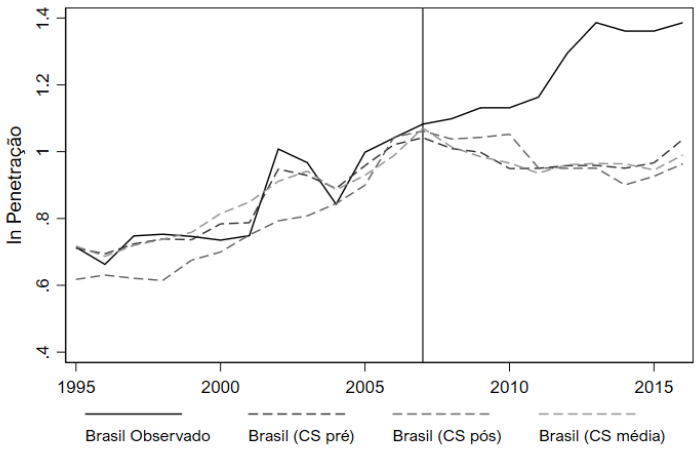


Fonte: elaboração dos autores.

6.1 Resultados – Controle sintético

Especificamente no tocante ao controle sintético, a figura 10 mostra os resultados obtidos por este método de estimação. Note que a série de penetração de prêmios de seguro sintética do Brasil acompanha contiguamente a série observada do Brasil para o período pré-tratamento. Isso inclusive para os choques com grande variabilidade que obtivemos na primeira metade da década de 2000, o que parece nos indicar que o modelo sintético brasileiro é um bom controle para os valores verdadeiros observados. Após a quebra do monopólio, as curvas divergem e o efeito total estimado, em 2016, ficam próximos de 70% de aumento sobre o valor inicial.

Figura 10 – Controle Sintético



Fonte: elaboração dos autores.

Como se vê da figura 10, o algoritmo do proposto por Ferman, Pinto e Possebom (2016) representa um *trade-off* claro entre qualidade do *fit* pré-tratamento e eficiência da inferência pós-tratamento. Entretanto, a perda de qualidade do ajuste pré-tratamento vem com custo adicional para o viés da estimação (FERMAN; PINTO, 2019). Para atenuar o problema, apresentamos também o modelo de controle sintético que minimiza o RMSPE para o período pré-tratamento (melhor ajuste) como proposto originalmente pelos autores Abadie et al. (2010), Abadie e Cattaneo (2018), Abadie (2020), bem como um terceiro modelo que minimiza a média entre o RMSPE pré-tratamento e pós-tratamento.

Uma das vantagens da utilização do controle sintético é a transparência pela qual sua metodologia produz o ajuste para o período pré-tratamento. Usualmente modelos de regressão linear usam extrapolações para garantir um bom ajuste das características da «unidade tratada», mesmo quando os controles são completamente diferentes em suas características. Já o método de controle sintético torna transparente a diferença real entre o país tratado e a combinação convexa dos países utilizados como controles, obtendo, dessa forma, o contrafactual de interesse (ABADIE, 2020).

Nesse sentido, a tabela 7 reporta os valores médios das variáveis preditoras selecionadas durante período pré-2008 para o Brasil observado e sintético, para a Argentina e para a média dos países da América Latina. Estes resultados ilustram a vantagem da utilização do controle sintético em relação a uma escolha mais singela de possíveis contrafactuais, porquanto a Argentina — como país vizinho ao Brasil — e a média simples dos países latinos falham em reproduzir séries precisas da penetração do mercado brasileiro de seguros sobre o PIB, ao passo que o Brasil sintético produz excelentes estimativas para o Brasil anterior à vigência da LC 126/2007.

Tabela 7 – Médias das variáveis preditoras para o período de pré-tratamento

	Brasil	**BR Sintético - pós**	**Argentina**	**América Latina**
ln_penetracao(2001)	.7485961	.7935173	.8320859	.7331141
ln_penetracao(2004)	.8425208	.8452204	.9933978	.7981927
ln_penetracao(2006)	1.04120	1.04375	.9029205	.7628689
gdp_per_capita	4479.312	4483.598	8562.5912	7164.4898
trade	23.08086	42.86731	30.923906	43.464535
ln_CPI	5.06575	5.06964	4.73312	

Fonte: Elaboração dos autores.

A tabela 8 reporta os pesos de contribuição de cada uma das unidades do conjunto de possíveis doadores da série sintética do Brasil. A Índia carrega o maior peso, seguida de Paquistão e África do Sul. Irlanda e Turquia também contribuem em menor grau. Outras unidades com peso inferior a 1% e foram omitidas. Combinados, este países representam apenas 5% da série do Brasil sintético. Os demais países do painel não contribuem para o controle sintético deste modelo estimado. Uma possível razão do elevado peso indiano sobre o Brasil sintético é o fato de haver, naquele país, até dezembro de 2016, um arcabouço institucional muito semelhante aos caso brasileiro, com uma resseguradora pública monopolista, a *General Insurance Corporation of India* (GIC Re) (SIDHU; VERMA, 2017).

Outra questão importante decorrente desta discussão é o critério de obtenção dos melhores preditores da série contrafactual, em especial no tocante às defasagens da variável dependente. Com efeito, essa é uma relevante limitação do método de controle sintético, na medida em que seus proponentes originais não fornecem uma orientação clara acerca da melhor escolha das variáveis usadas à estimação do modelo. Na literatura, usualmente a forma mais comum de seleção do modelo é a opção por aquele que produz a menor Razão do Erro Quadrático Médio de Previsão (RMSPE), o que pode gerar sérios problemas à confiabilidade da seleção. Este ponto será abordado na seção seguinte, mediante a utilização do critério proposto por Ferman, Pinto e Possebom (2016).

Tabela 8 – Pesos das unidades de controle - Controle Sintético – pós trat.

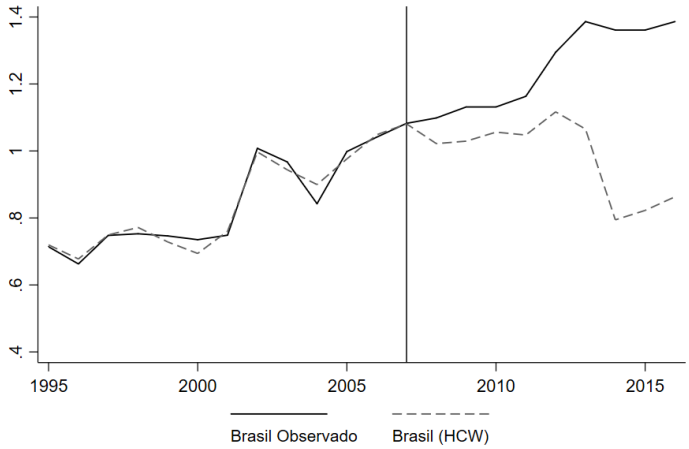
País	**Peso**
Índia	37,7%
Paquistão	33,8%
África do Sul	11,7%
Irlanda	6,8%
Turquia	4,4%
Outros (<1%)	5,6%

6.2 Resultados – Painel HCW

A figura 11 apresenta os resultados para o método fatorial de Hsiao, Ching e Wan (2012). O crescimento da penetração de prêmios de seguro parece ser bem próxima ao contrafactual estimados antes do tratamento e, após a intervenção, o descolamento das séries é significativo, tal qual o resultado obtido pelo controle sintético. Nesse sentido, a conclusão que é semelhante: o

efeito combinado da quebra do monopólio no mercado ressegurador sobre o desenvolvimento da atividade seguradora no Brasil foi extremamente positivo.

Figura 11 – Painel HCW



Fonte: elaboração dos autores.

6.3 Discussão

Avaliações de impactos de políticas públicas com dados experimentais e com dados observacionais são fundamentalmente diferentes. A análise de impacto que utiliza dados observacionais é estritamente dependente do processo gerador de dados subjacente, razão pela qual a apresentação dos resultados encontrados deve ser prudente. Ambos métodos estatísticos utilizados neste trabalho para medir o impacto da quebra de monopólio no mercado ressegurador são essencialmente abordagens capazes de gerar contrafactuais sem a existência de um modelo teórico como base.

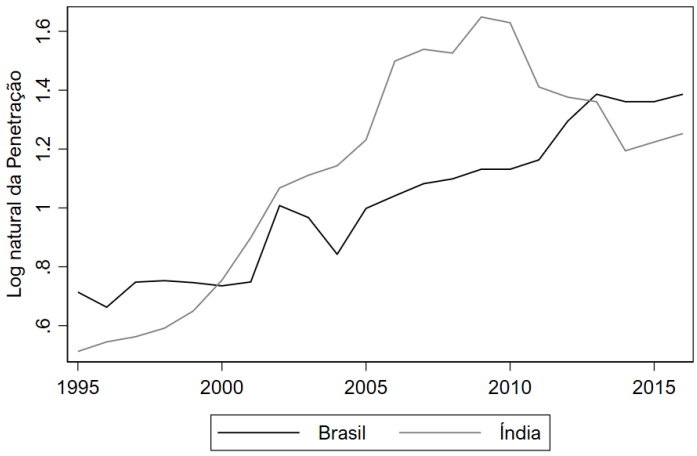
O método de controle sintético não impõe restrições ao número de possíveis unidades de controle, entretanto os pesos gerados devem ser não-negativos e devem somar um. A abordagem de painel, por outro lado, impõe restrições ao número máximo de controles, mas não impõe restrições aos pesos do modelo. Essencialmente, sob as hipóteses discutidas na seção 4, não havendo efeito da intervenção sobre os controles, a diferença entre as duas abordagens é que o método de controle sintético é uma regressão com restrição, ao passo que a abordagem do painel HCW é uma regressão sem restrição.

Cumpre ressaltar que o controle sintético é um método orientado a dados. Não devemos fazer alterações nas bases de dados, sob pena de retirar essa característica *data-driven* do estimador. Pelo contrário, o fato de o pesquisador selecionar previamente as unidades de possíveis controles pode ser uma fonte de viés dos resultados estimados.

Além disso, abaixo compara-se o caminho do logaritmo natural penetração de seguros sobre o PIB da Índia, único país, ao conhecimento deste autor, a possuir características semelhantes do mercado ressegurador na base de potenciais controles. Como se depreende da figura 12, o país indiano, por si só, não é um bom contrafactual para o período pré-tratamento brasileiro.

Infelizmente, como dito, não há como fazer uma estimação para o controle sintético apenas com países com monopólio no mercado ressegurador, pois ao conhecimento deste autor, dentre os países com informações disponíveis no *donor pool*, apenas a Índia possui configuração institucional semelhante com o caso do Brasil.

Figura 12 – Comparação Brasil e Índia – Ln da penetração de seguros



Fonte: elaboração dos autores.

Cumpre salientar que estas limitações da base de dados não são um problema à validade dos resultados encontrados. Isso porque o pressuposto do estimador de controle sintético é apenas que o Brasil sintético esteja dentro do conjunto convexo multidimensional de possíveis controles. Como observamos dos resultados e também da seção 6.4, não há razão pela qual devemos afastar a hipótese de o conjunto de dados não ser capaz de replicar o caminho da penetração de seguros para os períodos pré e pós intervenção.

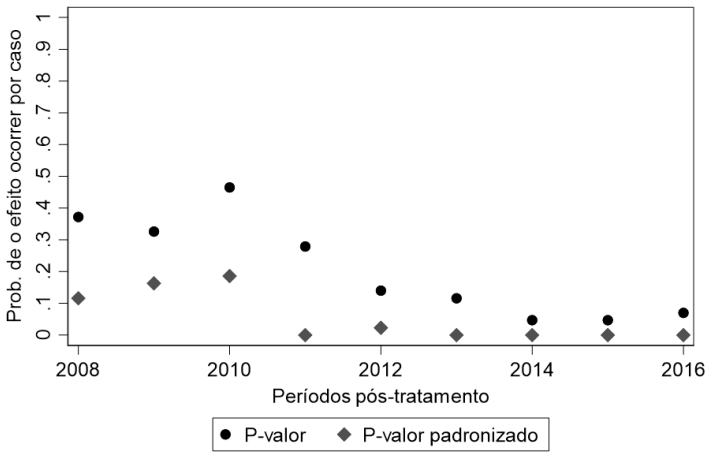
6.4 Inferência e Robustez

Não existe ainda na literatura de controle sintético uma ortodoxia sobre quais testes de inferência devem ser apresentados, a fim de tornar robustos os resultados encontrados. Usualmente trabalhos que conduzem experimentos com o método de controle sintético fazem inferência de seus resultados com uma série de testes de placebo em relação à unidade e ao tempo de tratamento. Ou seja, para cada das unidades de controle, supomos temporariamente que esta tenha recebido o verdadeiro tratamento e construímos um controle sintético para o placebo usando as demais unidades não tratadas. Coletando os efeitos dos placebos, obtemos uma distribuição contra a qual se possa avaliar o tamanho relativo do efeito principal.

Não obstante, existem meios de se testar hipóteses nulas sobre um efeito combinado entre as unidades tratadas, conforme estudado por Cavallo et al. (2013), Firpo et al. (2017). Para tanto, aplicamos um mecanismo de análise de sensibilidade, onde *p-valor* é um vetor das proporções dos efeitos do placebo que são pelo menos tão grandes quanto o efeito principal para cada período pós-tratamento e *p-valor padronizado* é um vetor das proporções de efeitos padronizados de

placebo que são pelo menos tão grandes quanto o efeito padronizado principal para cada período pós-tratamento. A figura 13 contém a plotagem dos resultados obtidos dos testes. Nota-se que, a medida que o tempo passa, o efeito torna-se mais significativo. A partir de 2013, menos de 10% das unidades tem efeito maior ou igual à diferença entre o sintético contrafactual e o Brasil observado, ao passo que menos de 5% das unidades de controle tem efeito padronizado maior ou igual ao efeito brasileiro para cada período no tempo.

Figura 13 – Controle Sintético — Inferência

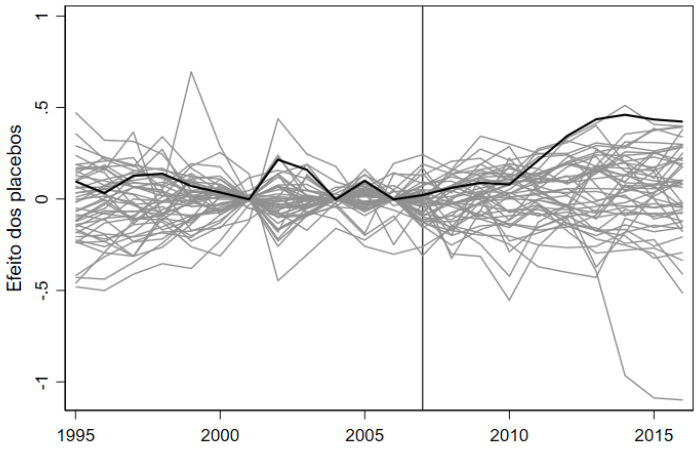


Fonte: elaboração dos autores.

A seguir, apresentam-se os testes de placebo descritos em Abadie et al. (2010), Abadie (2020). Neste teste, o controle sintético é executado separadamente em cada unidade de controle como esta estivesse sendo tratada, mantendo as demais unidades como potenciais controles. A comparação entre da diferença entre as séries observadas e contrafactuais estimados em diferentes unidades-placebo nos permite verificar se os efeitos encontrados decorrem da política implementada na unidade tratada ou se os resultados provêm do acaso.

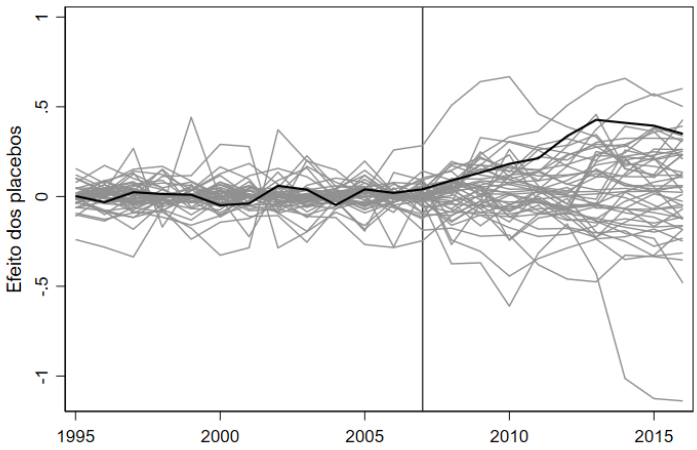
Na figura 14, utilizam-se os dados para construir a diferença entre a unidade de controle sintético e a série observada para os 47 países do painel. Os resultados abaixo demonstram que, antes de 2008, o intervalo entre o Brasil e seu controle sintético é menor do que o intervalo semelhante para a as demais unidades de controle. Após o tratamento, a diferença entre a penetração do sintético e do Brasil observado é visivelmente maior em magnitude do que a diferença dos demais dos países que serviram como placebo. O pequeno hiato pré-2008 e a grande e crescente diferença pós-2008 sugerem que os efeitos estimados são robustos.

Figura 14 – Placebo entre as unidades - Controle Sintético (pós MSPE)



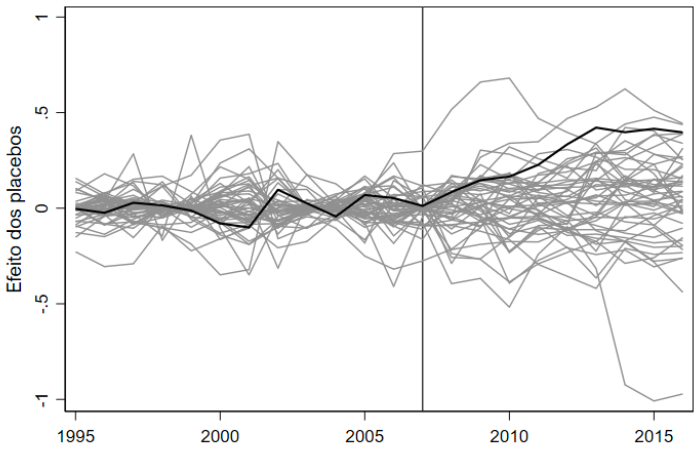
Fonte: elaboração dos autores.

Figura 15 – Placebo entre as unidades - Controle Sintético (pré MSPE)



Fonte: elaboração dos autores.

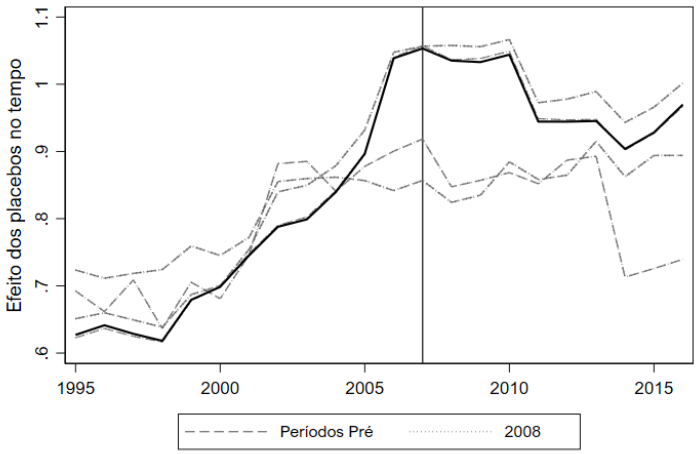
Figura 16 – Placebo entre as unidades - Controle Sintético (média pré e pós MSPE



Fonte: elaboração dos autores.

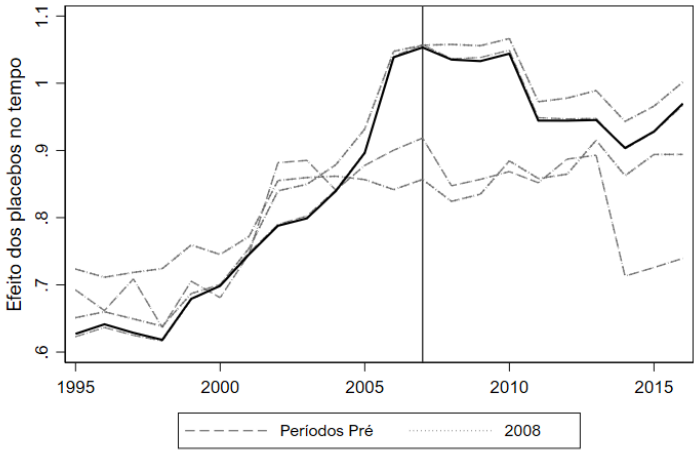
Igualmente, é importante o exame da sensibilidade dos resultados a variações do período de tratamento. Os resultados encontrados não podem ser mais fortes na medida em que movemos o período de tratamento para anos posteriores ou anteriores. Se a relação entre o efeito e os placebos não for estável na medida em que variamos o ano de implementação da política, há fortes indícios de que os resultados estimados não são provenientes da quebra de monopólio de interesse. Com efeito, a figura 19 evidencia que modificações do período de tratamento não aumentam a diferença entre a série observada e a sintética, de modo que os nossos resultados parecem ser robustos.

Figura 17 – Placebo entre os períodos t - Controle Sintético (pós MSPE)



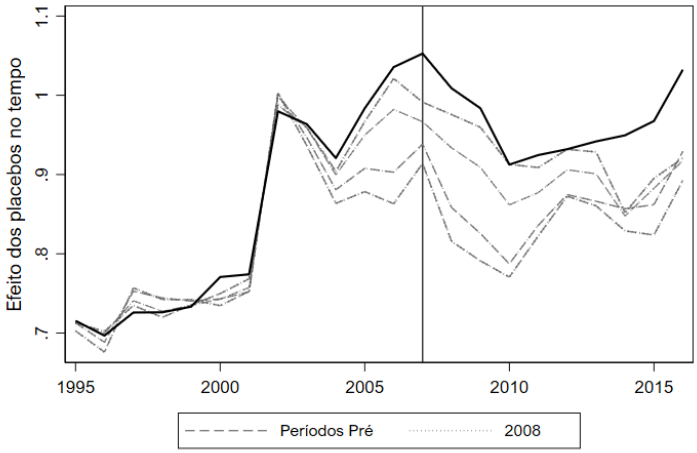
Fonte: elaboração dos autores.

Figura 18 – Placebo entre os períodos t - Controle Sintético (pré MSPE)



Fonte: elaboração dos autores.

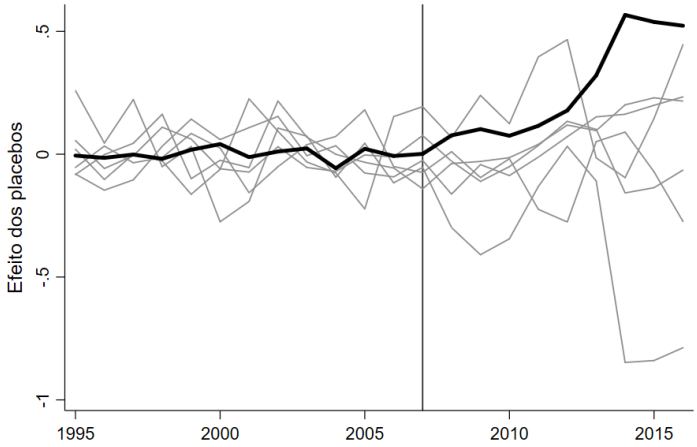
Figura 19 – Placebo entre os períodos t - Controle Sintético (média pré e pós MSPE)



Fonte: elaboração dos autores.

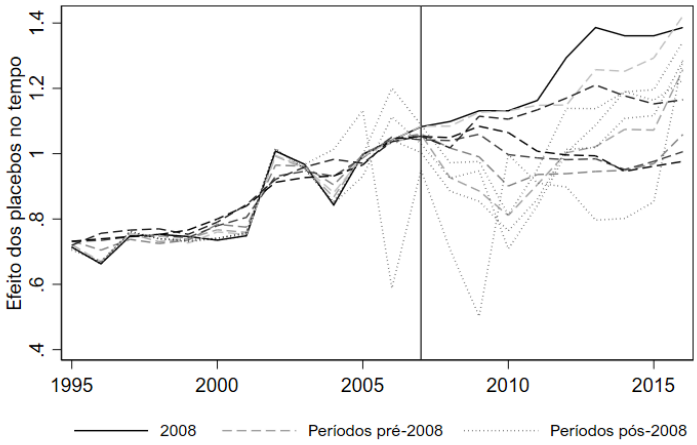
Da mesma forma, repetimos os placebos acima para os resultados do método fatorial de Hsiao, Ching e Wan (2012). De igual modo, podemos observar que os resultados se mantêm robustos.

Figura 20 – Placebo entre as unidades - HCW



Fonte: elaboração dos autores.

Figura 21 – Placebo entre os períodos t - HCW



Fonte: elaboração dos autores.

7 Considerações finais e relevância da pesquisa

Neste estudo, o objetivo foi identificar se os efeitos esperados de uma mudança institucional, qual seja a abertura do mercado ressegurador, se concretizaram sobre a demanda da atividade seguradora. Argumentamos que a variação da penetração de prêmios de seguro começa a divergir de sua tendência histórica e dos demais países do mundo a partir de 2008, com a vigência da LC 126/2007. Para tanto, utilizamos a base de dados pública de prêmios de seguros e resseguros da Resseguradora Swiss Re para medirmos o impacto da quebra de monopólio do IRB em 2007 sobre a penetração no PIB do mercado direto de seguros. Para construção dos contrafactuais utilizamos diversas técnicas econométricas. Além do já consagrado controle sintético, utilizamos o método fatorial de Hsiao, Ching e Wan (2012) e o estimador de diferença em diferenças. Cientes do debate acerca do melhor ajuste do modelo de controle sintético, utilizamos uma série de procedimentos e de critérios disponíveis na literatura para seleção dos modelos que reduzem a existência de viés dos resultados e garantem maior eficiência para as estimações.

Ainda, com base no modelo econômico em Blazenko (1986), discute-se alguns dos principais canais de transmissão do efeito da alteração da estrutura competitiva no mercado de resseguros no Brasil. Essencialmente são dois os canais de propagação da alteração legislativa: prêmios e custo marginal. Com a entrada de novas firmas no mercado ressegurador e com a redução do poder de mercado do IRB, os prêmios cobrados em resseguro se reduzem, fazendo com que as seguradoras tenham maior interesse em cederem seus prêmios ao mercado secundário, melhorando a sua estrutura de risco e aumentando sua capacidade de alavancagem. O efeito sobre o mercado direto de seguros é semelhante a entrada de novas firmas e aumento de oferta direta de seguros, diminuindo, portanto, o preço dos seguros e aumentando a quantidade de ativos protegidos na economia. Há, todavia, um segundo canal de transmissão decorrente da melhora da eficiência técnica das seguradoras. Com a abertura comercial do mercado ressegurador, novas empresas estrangeiras trazem ao país novas técnicas de *pricing*, de medição de risco, além de atraírem maior acumulo de capital humano para as atividades de seguro. Isso gera uma redução do custo marginal das firmas, aumentando a sua capacidade de assumir riscos e ofertarem mais quantidade de seguros, bem como novas linhas de albergamento de riscos.

Os resultados encontrados sugerem que o fim do monopólio IRB foi benéfico para o desenvolvimento do mercado de seguros. Em aproximadamente uma década após a vigência da lei, nossos resultados dão conta que o efeito combinado da alteração legal sobre a penetração de seguros no produto brasileiro foi altamente positivo em comparação a 2007. Os modelos estimados por meio de controle sintético dão conta de um aumento na ordem de 42% a 52% da penetração de seguros em razão da abertura. O modelo estimado através do estimador diferença em diferenças (DD) dá conta de um efeito bem maior, na ordem de 63%, mas o ajuste do período pré-tratamento ruim torna pouco confiável este resultado. O fato de o estimador DD dar peso

idêntico para todos os potenciais controles é a razão pela qual o ajuste se torna insatisfatório. Ainda, os modelos estimados por meio do painel HCW também dão conta de um resultado positivo, ainda que com uma variabilidade bem maior. Os resultados dos modelos estimados pelo modelo fatorial dão conta de um efeito positivo da abertura do mercado ressegurador sobre o mercado segurador de 14% até 70%. Apesar dos resultados sobreviverem aos testes de placebo, a variância dos resultados encontrados pelo estimador fatorial nos dá pouca confiabilidade dos resultados encontrados. Frise-se, contudo, que os modelos estimados pelo método de painel HCW estão em linha aos encontrados pelo estimador de controle sintético, de modo que estes se mantêm robustos.

Não obstante, como as evidências empíricas na literatura sobre o tema são limitadas, a discussão acerca dos resultados encontrados resta fortemente prejudicada. Entretanto, é importante delinear algumas comparações importantes. Boa parte da literatura citada neste artigo, em especial os trabalhos de Yan e Hong (2015), Lai et al. (2000), Anand, Leverty e Wunder (2020), Weiss e Chung (2004), se baseiam na estratégia simples de painel proposta por Berger, Cummins e Tennyson (1992). De modo geral, os resultados encontrados neste trabalho têm aderência à literatura empírica, no sentido de que choques no mercado ressegurador afetam a demanda no mercado segurador. Todavia, cumpre ressaltar que a utilização de agregados contábeis como variáveis independentes – estratégia largamente utilizada nos artigos atuariais – deve ser fonte de endogenia, de modo que os estes trabalhos citados se configuram muito mais como análises exploratórias do que estratégias de identificação causal propriamente ditas. Por outro lado, o objetivo desta dissertação foi, utilizando da base teórica desenvolvida ao longo dos anos na literatura de seguros, aplicar técnicas estatísticas mais sofisticadas, a fim de gerar um contrafactual verossímil e, assim, extrair inferências causais robustas acerca dos mecanismos econômicos decorrentes da aplicação da política pública de abertura do mercado ressegurador brasileiro.

Ainda, cumpre salientar que, devido às limitações das bases de dados e técnicas econométricas aplicadas, não é possível desagregar a contribuição de cada possível mecanismo de transmissão dos efeitos decorrentes do tratamento sobre o mercado de resseguros e mercado de seguros. Mesmo assim, o efeito combinado, acredita-se, oferece uma contribuição significativa à pesquisa no tema. Entendemos que a relevância potencial do presente estudo é significativa. A literatura atuarial é usualmente pouco acessível devido a sua natureza multidisciplinar, abundante em normas jurídicas complexas, em penosos conceitos contábeis e econômicos e em técnicas quantitativas avançadas. Sobretudo no Brasil, é extremamente incomum a publicação de artigos relevantes sobre o tema. Entretanto, o mercado segurador e ressegurador movimenta bilhões de reais anualmente na economia brasileira, de modo que há uma latente oportunidade para implementação de uma agenda de pesquisa sobre o tema. Este estudo pretende suplementar a pesquisa e o debate de análise econômica do direito, em especial contribuindo com a literatura sobre estudos de casos de alterações legislativas no Brasil.

Referências

ABADIE, A. Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects. *Journal of Economic Literature*, In Press, p. 44, 2020. Citado 3 vezes nas páginas 23, 36 e 40.

ABADIE, A. Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects. *Journal of Economic Literature*, v. 59, n. 2, p. 391–425, 6 2021. ISSN 0022-0515. Disponível em: <https://pubs.aeaweb.org/doi/10.1257/jel.20191450>. Citado 3 vezes nas páginas 7, 9 e 28.

ABADIE, A.; CATTANEO, M. D. Econometric Methods for Program Evaluation. *Annual Review of Economics*, v. 10, p. 465–503, 2018. ISSN 19411391. Citado 2 vezes nas páginas 23 e 36.

ABADIE, A. et al. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's Tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, v. 105, n. 490, p. 493–505, 2010. ISSN 01621459. Citado 3 vezes nas páginas 23, 36 e 40.

ANAND, V.; LEVERTY, J. T.; WUNDER, K. Paying for expertise: The effect of experience on insurance demand. *Journal of Risk and Insurance*, Blackwell Publishing Ltd, 2020. ISSN 15396975. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/jori.12331https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jori.12331https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jori.12331>. Citado 4 vezes nas páginas 3, 16, 17 e 46.

BERGER, L. A.; CUMMINS, J. D.; TENNYSON, S. Reinsurance and the liability insurance crisis. *Journal of Risk and Uncertainty*, v. 5, n. 3, p. 253–272, 1992. ISSN 08955646. Citado 3 vezes nas páginas 16, 17 e 46.

BLAZENKO, G. The Economics of Reinsurance. *The Journal of Risk and Insurance*, v. 53, n. 2, p. 258, 1986. ISSN 00224367. Citado 6 vezes nas páginas 3, 12, 13, 14, 15 e 45.

BORCH, K. *An attempt to determine the optimum amount of stop loss reinsurance*. Brussels: [s.n.], 1960. I. 597–610 p. Citado na página 12.

BOTOSARU, I.; FERMAN, B. On the role of covariates in the synthetic control method. *Econometrics Journal*, v. 22, n. 2, p. 117–130, 2019. ISSN 1368423X. Citado na página 28.

CARSON, J. M.; HOYT, R. E. Life Insurer Financial Distress: Classification Models and Empirical Evidence. *The Journal of Risk and Insurance*, v. 62, n. 4, p. 764, 1995. ISSN 00224367. Citado na página 11.

CAVALLO, E. et al. Catastrophic natural disasters and economic growth. *Review of Economics and Statistics*, v. 95, n. 5, p. 1549–1561, 2013. ISSN 15309142. Citado na página 39.

COLE, C. R.; MCCULLOUGH, K. A. A reexamination of the corporate demand for reinsurance. *Journal of Risk and Insurance*, John Wiley & Sons, Ltd, v. 73, n. 1, p. 169–192, 3 2006. ISSN 00224367. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1539-6975.2006.00170.x>. Citado 4 vezes nas páginas 3, 11, 12 e 16.

CONTADOR, C. R. Reinsurance in Brazil: challenges and opportunities of the opening of the market. *Revista Brasileira de Risco e Seguro*, v. 10, n. 18, p. 148, 2014. Disponível em: <http://www.rbrs.com.br/arquivos/rbrs_18_1.pdf>. Citado na página 18.

CONTADOR, C. R.; KREBS, M. INSURANCE AND REINSURANCE : POST-OPENING INTERDEPENDENCE AND CAUSALITY. n. June, 2016. Citado na página 18.

CUMMINS, J. D.; TRAINAR, P. Securitization, insurance, and reinsurance. *Journal of Risk and Insurance*, John Wiley & Sons, Ltd, v. 76, n. 3, p. 463–492, 2009. ISSN 00224367. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1539-6975.2009.01319.x>. Citado 3 vezes nas páginas 10, 11 e 12.

DOHERTY, N.; SMETTERS, K. Moral hazard in reinsurance markets. *Journal of Risk and Insurance*, John Wiley & Sons, Ltd, v. 72, n. 3, p. 375–391, 9 2005. ISSN 00224367. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1539-6975.2005.00129.xhttps://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1539-6975.2005.00129.xhttps://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1539-6975.2005.00129.x>. Citado na página 11.

EDEN, Y.; KAHANE, Y. Moral Hazard and Insurance Market Structure. In: *Risk, Information and Insurance*. Springer Netherlands, 1991. p. 143–163. Disponível em: <https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-94-009-2183-2_7>. Citado 2 vezes nas páginas 14 e 15.

FERMAN, B.; PINTO, C. Synthetic Controls with Imperfect Pre-Treatment Fit. *Bristol Econometric Study Group*, 11 2019. Disponível em: <http://arxiv.org/abs/1911.08521>. Citado na página 36.

FERMAN, B.; PINTO, C.; POSSEBOM, V. Cherry Picking with Synthetic Controls. 2020. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/16583?show=full>. Citado 2 vezes nas páginas 29 e 34.

FERMAN, B.; PINTO, C. C. d. X.; POSSEBOM, V. A. Cherry picking with synthetic controls. 2016. Disponível em: <http://hdl.handle.net/10438/16583>. Citado 5 vezes nas páginas 3, 29, 34, 36 e 37.

FIRPO, S. et al. *Synthetic Control Method: Inference, Sensitivity Analysis and Confidence Sets* *. [S.l.], 2017. Citado na página 39.

GARDEAZABAL, J.; VEGA-BAYO, A. *An Empirical Comparison Between the Synthetic Control Method and HSIAO et al.'s Panel Data Approach to Program Evaluation*. John Wiley and Sons Ltd, 2017. 983–1002 p. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1002/jae.2557https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.2557>. Citado na página 24.

HOERGER, T. J.; SLOAN, F. A.; HASSAN, M. Loss volatility, bankruptcy, and the demand for reinsurance. *Journal of Risk and Uncertainty*, v. 3, n. 3, p. 221–245, 1990. ISSN 08955646. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/BF00116782>. Citado na página 11.

HSIAO, C.; CHING, H. S.; WAN, S. K. A panel data approach for program evaluation: Measuring the benefits of political and economic integration of Hong Kong with Mainland China. *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd, v. 27, n. 5, p. 705–740, 2012. ISSN 08837252. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/jae.1230https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.1230https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/jae.1230>. Citado 9 vezes nas páginas 3, 7, 22, 24, 30, 34, 37, 43 e 45.

JALES, H. et al. Measuring the role of the 1959 revolution on Cuba's economic performance. *World Economy*, Blackwell Publishing Ltd, v. 41, n. 8, p. 2243–2274, 2018. ISSN 14679701. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1111/twec.12609>. Citado na página 23.

JEAN-BAPTISTE, E. L.; SANTOMERO, A. M. The design of private reinsurance contracts. *Journal of Financial Intermediation*, Academic Press, v. 9, n. 3, p. 274–297, 7 2000. ISSN 10429573. Citado 2 vezes nas páginas 14 e 15.

LAI, G. C. et al. Great (And Not so Great) Expectations: An Endogenous Economic Explication of Insurance Cycles and Liability Crises. *The Journal of Risk and Insurance*, v. 67, n. 4, p. 617, 2000. ISSN 00224367. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/253853>. Citado 2 vezes nas páginas 17 e 46.

LI, K. T.; BELL, D. R. Estimation of average treatment effects with panel data: Asymptotic theory and implementation. *Journal of Econometrics*, Elsevier Ltd, v. 197, n. 1, p. 65–75, 3 2017. ISSN 03044076. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304407616302019>. Citado 3 vezes nas páginas 3, 7 e 30.

MAYERS, D.; SMITH, J. C. W. *On the Corporate Demand for Insurance: Evidence from the Reinsurance Market*. 1990. 19–40 p. Citado na página 12.

MEIER, U. B.; OUTREVILLE, J. F. Business cycles in insurance and reinsurance: the case of France, Germany and Switzerland. *Journal of Risk Finance*, v. 7, n. 2, p. 160–176, 2006. ISSN 09657967. Citado na página 17.

MEIER, U. B.; OUTREVILLE, J. F. Business cycles in insurance and reinsurance: International diversification effects. *Applied Financial Economics*, v. 20, n. 8, p. 659–668, 2010. ISSN 09603107. Citado na página 17.

SIDHU, A. S.; VERMA, N. Unveiling the Factors Affecting Profitability of Reinsurance Companies. *Management and Labour Studies*, SAGE Publications, v. 42, n. 3, p. 190–204, 2017. ISSN 0258-042X. Disponível em: <http://mls.sagepub.com>. Citado na página 37.

Swiss Re Institute. *World Insurance: The Great Pivot East Continues*. 2019. Disponível em: <https://www.swissre.com/dam/jcr:b8010432-3697-4a97-ad8b-6cb6c0aece33/sigma3_2019_en.pdf>. Citado na página 27.

UNCTD. *Insurance in Developing Countries: Privatization of Insurance Enterprises and Liberalisation of Insurance Markets*. [S.l.], 1994. Disponível em: <https://unctad.org/system/files/official-document/unctadsddins3Rev.1_en.pdf>. Citado na página 18.

WEISS, M. A.; CHUNG, J. H. U.S. reinsurance prices, financial quality, and global capacity. *Journal of Risk and Insurance*, v. 71, n. 3, p. 437–467, 2004. ISSN 00224367. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.0022-4367.2004.00098.x>. Citado 2 vezes nas páginas 17 e 46.

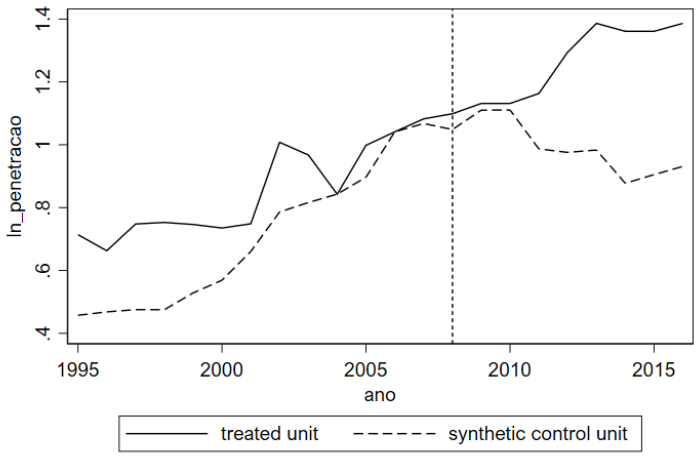
YAN, Z.; HONG, L. Testing for asymmetric information in reinsurance markets. *Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice*, Palgrave Macmillan Ltd., v. 40, n. 1, p. 29–46, 1 2015. ISSN 14680440. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1057/gpp.2014.7>. Citado 2 vezes nas páginas 17 e 46.

ANEXO A – Cherry Picking

Neste anexo, são apresentados os resultados para os 10 melhores modelos que minimizam o MSPE do controle sintético, selecionados pelo algoritmo de Cherry Pcicking, conforme a tabela abaixo.

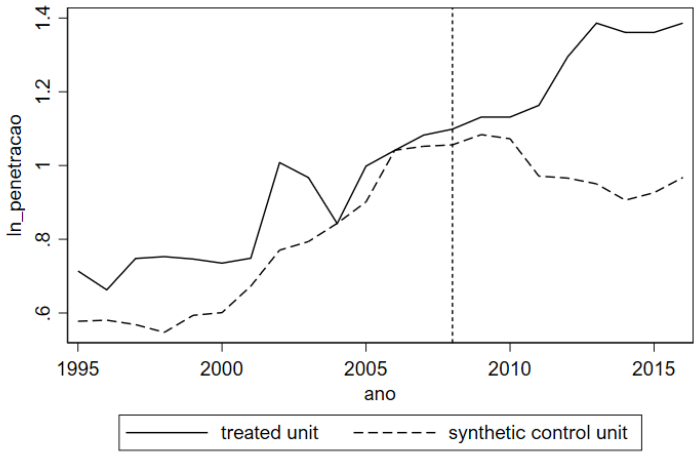
modelo	pre MSPE	post MSPE	variaveis
5509	.2257766	.3693672	ln_penetracao(2001) ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI gdp_per_capita
1125	.5921041	.3695626	ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI population_growth
3339	.2372348	.3696209	ln_penetracao(1996) ln_penetracao(2003) population_growth trade
1124	.4236748	.3697122	ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI trade
110	.4509198	.3699408	ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI
15959	.2251261	.3781172	ln_penetracao(2001) ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI gdp_per_capita population_growth
15926	.2456663	.378311	ln_penetracao(2001) ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2007) gdp_per_capita population_growth trade
5506	.2351718	.3811481	ln_penetracao(2001) ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI trade
4829	.5520132	.3814524	ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI gdp_per_capita population_growth
15958	.2222422	.3820594	ln_penetracao(2001) ln_penetracao(2004) ln_penetracao(2006) ln_CPI gdp_per_capita trade

Figura 22 – Modelo n. 5509



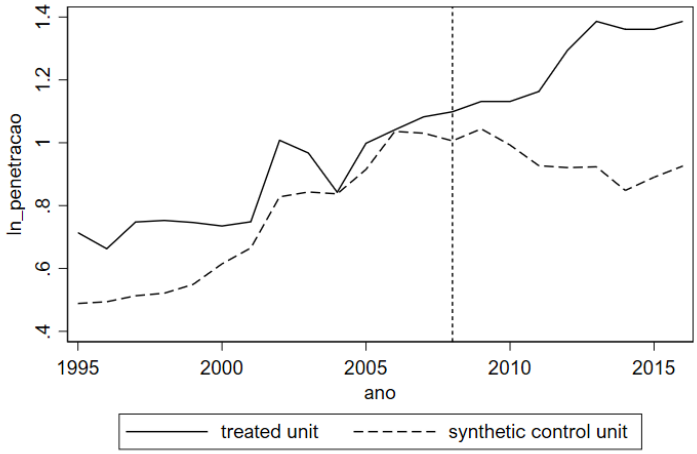
Fonte: elaboração dos autores.

Figura 23 – Modelo n. 1125



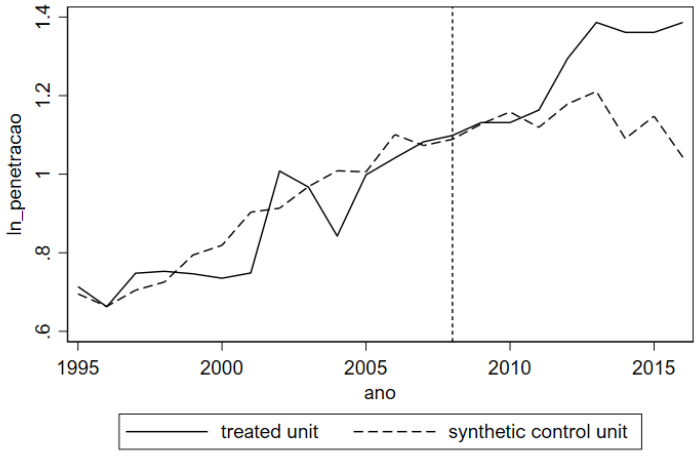
Fonte: elaboração dos autores.

Figura 24 – Modelo n. 3339



Fonte: elaboração dos autores.

Figura 25 – Modelo n. 1124



Fonte: elaboração dos autores.