

Efeitos dinâmicos da desagregação tarifária em mercados oligopolistas: evidências da regulação da cobrança de bagagem no setor aéreo brasileiro

Thiago CAVALCANTE¹

thiagocavalcante@ufg.br |  ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4629-5137>

Daniel Morais MENDES¹

danielmoraismendes@discente.ufg.br |  ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-1349-3523>

Resumo

Este artigo estima o efeito causal da autorização para cobrança de bagagem despachada, introduzida no Brasil em 2017, sobre as tarifas aéreas domésticas entre 2012 e 2023. Utiliza-se um modelo de diferenças-em-diferenças combinado a um estudo de evento dinâmico, com a tarifa média por quilômetro (em log) como variável dependente, permitindo comparabilidade internacional e controle da heterogeneidade das rotas. Os modelos incluem controles estruturais, operacionais e macroeconômicos, além de efeitos fixos e erros-padrão clusterizados em duas dimensões. Os resultados indicam um choque competitivo inicial, com redução entre 5% e 7% nas tarifas brasileiras no curto prazo, compatível com ajustes de *price unbundling*. Contudo, os efeitos não persistem: há recomposição tarifária no médio prazo e, no longo prazo, aumentos entre 3% e 4%, sugerindo internalização de receitas acessórias e estratégias alinhadas à estrutura oligopolista do setor. Testes de robustez confirmam a consistência dos achados, indicando que a política alterou preços apenas de forma transitória.

Palavras-chave

Transporte, Mercado, Desregulamentação, Diferenças em Diferenças.

Dynamic effects of tariff unbundling in oligopolistic markets: evidence from baggage fee regulation in the brazilian airline industry

Abstract

This article estimates the causal effect of the authorization to charge for checked baggage, introduced in Brazil in 2017, on domestic airfares between 2012 and 2023. A difference-in-differences model combined with a dynamic event-study design is employed, using the logarithm of the average fare per kilometer flown as the dependent variable, which enhances

¹ Universidade Federal de Goiás (UFG), Faculdade de Administração, Ciência Contábeis e Ciências Econômicas (FACE), Goiânia, GO, Brasil.

Recebido: 09/01/2025.

Revisado: 23/03/2026.

Aceito: 24/03/2026.

DOI: <https://doi.org/10.1590/1980-53575626tcdm>

international comparability and controls for route-length heterogeneity. The models include structural, operational, and macroeconomic controls, as well as airport and time fixed effects, with two-way clustered standard errors. The results indicate an initial competitive shock, with a 5% to 7% reduction in Brazilian fares in the short run, consistent with price unbundling adjustments. However, these effects do not persist: tariffs gradually recomposed in the medium run and, in the long run, increased by about 3% to 4%, suggesting the internalization of ancillary revenues and pricing strategies aligned with the sector's oligopolistic structure. Robustness tests confirm the consistency of the findings, indicating that the policy only temporarily affected price levels in the Brazilian aviation market.

Keywords

Air transport, Market, Deregulation, Differences in Differences.

JEL Classification

L93, L11, D43.

1. Introdução

Ao adquirir uma passagem aérea, o consumidor frequentemente se depara com um processo de formação de preços que vai além da tarifa inicialmente anunciada. A inclusão de serviços auxiliares, especialmente a cobrança pelo despacho de bagagem, pode alterar de modo significativo o custo final da viagem, modificando a percepção do passageiro sobre o preço efetivo do deslocamento. Essa prática está associada ao processo de desagregação tarifária, denominado *unbundling*, no qual itens antes incorporados ao bilhete passam a ser cobrados separadamente. Nos Estados Unidos, essa reconfiguração de preços tornou-se dominante a partir de 2008, enquanto no Brasil foi incorporada ao arcabouço regulatório por meio da Resolução número 400 da Agência Nacional de Aviação Civil, em 2017. Em meio a esse cenário, permanece uma questão central de análise de política pública: a cobrança de bagagens reduziu, manteve ou elevou o valor médio das tarifas pagas pelos passageiros?

A literatura internacional apresenta evidências divergentes sobre essa questão. Estudos como Brueckner, Lee e Singer (2013), Forbes, Lederman e Tombe (2015) e Mumbower, Garrow e Newman (2014) identificam reduções no preço-base das tarifas após a adoção das *bag fees*, sugerindo aumento da concorrência e algum repasse dos ganhos operacionais às tarifas básicas. Outros trabalhos, como Wittman e Swelbar (2013) e Bachwich e Wittman (2020), argumentam que o efeito total pode ter sido de elevação

do custo final da viagem, em razão da maior dependência das companhias aéreas em receitas acessórias e pouca transparência tarifária. Além disso, Bilotkach (2011) demonstra que políticas de cobrança diferenciada alteram a lógica operacional das companhias ao influenciar o tempo das aeronaves em solo, impactando a eficiência e, consequentemente, estratégias de precificação.

Apesar dessas contribuições, grande parte da literatura apresenta limitações metodológicas importantes. A maior parte dos estudos utiliza comparações antes e depois ou diferenças-em-diferenças (DiD) tradicionais. Esses métodos não são adequados para estimar efeitos dinâmicos, capazes de analisar trajetórias de impacto no curto, médio e longo prazo. A ausência de métodos apropriados reduz a robustez das inferências e limita a capacidade de distinguir o impacto da política de outras fontes de variação estrutural. O caso brasileiro ilustra bem esse desafio. Entre 2012 e 2023, o mercado de aviação doméstica passou por mudanças significativas, incluindo redução no número de empresas, aumento da concentração, reorganização das malhas aéreas em função de megaeventos internacionais, forte instabilidade no preço do querosene de aviação e o choque profundo provocado pela pandemia de Covid-19. Em um ambiente com tamanha volatilidade, torna-se imprescindível adotar modelos capazes de separar os efeitos da política de cobrança de bagagem de mudanças estruturais.

Este artigo contribui para esse debate de quatro formas principais. Em primeiro lugar, modela explicitamente a adoção simultânea da política entre as companhias aéreas do curto ao longo prazo, condição para evitar os problemas de identificação presentes em modelos convencionais. Em segundo lugar, estima efeitos dinâmicos ao longo do tempo utilizando a metodologia de estudos de evento proposta por Sun e Abraham (2020), que permite identificar a trajetória temporal dos impactos após um tratamento comum (*single-treatment timing*) e evitar os vieses do estimador DiD tradicional mesmo quando há heterogeneidade dos efeitos ao longo do tempo. Em terceiro lugar, incorpora controles operacionais, macroeconômicos e estruturais, além de efeitos fixos de rota, aeroporto e tempo, o que permite isolar a política de outros choques relevantes ocorridos no período analisado. Em quarto lugar, utiliza métricas refinadas de competição para determinar os *hubs* de concentração por rota, que captam a heterogeneidade com mais precisão do que indicadores empregados em estudos anteriores.

Nesse sentido, o objetivo central deste estudo é estimar o efeito causal da cobrança de bagagem sobre as tarifas aéreas domésticas brasileiras entre 2012 e 2023, distinguindo impactos de curto, médio e longo prazo e isolando a intervenção regulatória dos choques externos que caracterizaram o período. Além desta introdução, o artigo está organizado em quatro seções. A seção 2 realiza uma revisão da literatura e contextualiza o debate. A seção 3 apresenta a estratégia empírica. A seção 4 discute os resultados encontrados. A seção 5 sintetiza as principais conclusões e indica implicações para regulação e concorrência no setor.

2. Revisão de Literatura

A literatura sobre liberalização do setor aéreo documenta de forma consistente que reformas regulatórias alteram profundamente preços, padrões de demanda, estratégias empresariais e a organização operacional das companhias. Estudos clássicos sobre desregulação mostram que a flexibilização tarifária e a ampliação da autonomia comercial das companhias promoveram, em diversos países, a adoção de modelos de negócios baseados na separação de preços e na monetização de serviços auxiliares. Trabalhos como Brueckner, Lee e Singer (2013) evidenciam que, desde a liberalização nos Estados Unidos, as tarifas se tornaram mais sensíveis à competição e ao comportamento da demanda, ao passo que receitas auxiliares passaram a desempenhar papel crescente no fluxo de caixa das empresas. Wittman e Belobaba (2017) reforçam essa tendência ao demonstrar que a participação de receitas não tarifárias aumentou ao longo da década de 2010, permitindo reduzir tarifas sem comprometer receita por passageiro.

A cobrança de bagagens aparece como um dos elementos centrais desse processo, e sua adoção internacional estimulou um amplo conjunto de investigações sobre seus efeitos operacionais e estratégicos. Nicolae *et al.* (2016) mostram que essa política altera significativamente o comportamento dos passageiros e reduz o tempo de solo das aeronaves, com impactos simultâneos sobre custos operacionais e sobre o desenho das estratégias de precificação. Esses resultados sugerem que as respostas das companhias são dinâmicas e interdependentes, o que torna inadequado assumir que o efeito de uma mudança regulatória permanece constante no tempo ou mesmo que aluda a benefícios aos consumidores.

No contexto brasileiro, a literatura destaca que o processo de desregulamentação iniciado nos anos 1990 e consolidado nos anos 2000 transformou a estrutura concorrencial, substituindo um modelo rigidamente regulado por um mercado mais aberto à entrada e à competição (Guimarães, 2003). Embora a liberalização tenha ampliado a rivalidade em alguns segmentos, a malha aérea brasileira se organizou progressivamente em torno de *hubs* metropolitanos altamente concentrados, nos quais poucas empresas detêm poder de mercado significativo. Essa dinâmica é consistente com evidências internacionais reportadas por Borenstein e Rose (2014), que analisam a relação entre concentração, poder de mercado e tarifação em rotas dominadas por operadores incumbentes. A competição no Brasil apresenta assimetrias entre rotas de alta densidade e mercados periféricos, o que torna crucial controlar a competição ao se estudar o efeito de políticas tarifárias.

Além das características da competição, fatores operacionais e macroeconômicos desempenham papel importante na determinação das tarifas. O custo do querosene de aviação (QAV) representa, em média, metade dos custos operacionais de uma companhia aérea, justificando a forte sensibilidade das tarifas às flutuações do preço do combustível. Fernandes *et al.* (2014), por meio de modelos de demanda com variáveis instrumentais, mostram que choques no preço do QAV reduzem significativamente o bem-estar do consumidor, pois afetam estratégias de oferta e de precificação. Gattamorta *et al.* (2023) reforçam que o custo do QAV influencia diretamente a política de preços, embora seus efeitos sejam mediados pelo grau de competição em cada mercado. Esses resultados destacam que mudanças regulatórias não ocorrem em vácuo e que inferências causais podem ser enviesadas caso não se controlem adequadamente variações estruturais associadas ao combustível, às condições macroeconômicas e às de demanda.

O período recente adiciona outro elemento crítico de instabilidade: a pandemia de COVID-19. Abate, Christidis e Purwanto (2020) mostram que a pandemia provocou a maior queda de demanda da história do setor, reduzindo drasticamente a oferta de voos, alterando elasticidades e introduzindo uma quebra estrutural sem precedentes. Esse choque exógeno cria desafios adicionais para avaliações econométricas que utilizam séries longas, uma vez que estimativas que não segmentam adequadamente esse período podem confundir efeitos da política tarifária com os efeitos da pandemia sobre os preços médios e disponibilidade de voos.

No campo metodológico, a literatura econométrica aplicada ao setor aéreo enfatiza desafios específicos na modelagem de preços. Escobari, Rupp e Meskey (2017) demonstram que a tarifação dinâmica constitui parte central das estratégias de *revenue management*, o que gera heterogeneidade temporal e torna inadequado tratar tarifas como variáveis estáticas. Estudos que tratam simultaneamente oferta e demanda, como Scotti e Dresner (2015), recorrem a modelos de equações simultâneas para lidar com endogeneidade, enquanto outros, como De Azevedo Freitas *et al.* (2022), utilizam *weighted least squares* (WLS) para corrigir diferenças de variância associadas ao volume de passageiros, por exemplo, de modo a permitir captar efeitos dinâmicos no tempo.

A revisão da literatura metodológica sobre avaliação causal revela avanços importantes que fundamentam diretamente a estratégia empírica deste artigo. Abadie (2005) inaugura uma agenda voltada à melhoria de comparabilidade entre grupos tratados e controles, destacando a importância da construção de contrafactuais robustos. Goodman-Bacon (2021) demonstra que o estimador *two-way fixed effects* (TWFE) pode apresentar vieses substanciais decorrentes de comparações entre grupos já tratados. Sun e Abraham (2020) avançam essa agenda ao desenvolverem um modelo de estudos de evento que isola efeitos dinâmicos e corrige vieses de variação temporal no tratamento. A síntese integrada dessa literatura aponta para três conclusões centrais: primeiro, o impacto da cobrança de bagagem sobre tarifas não é necessariamente constante ao longo do tempo, pois depende da adaptação das empresas, da evolução da competição e do comportamento dos consumidores. Segundo, a estrutura do mercado brasileiro é altamente assimétrica e heterogênea entre rotas, o que exige controles granulares para competição, características operacionais e choques específicos como variações no preço do QAV e efeitos da pandemia. Terceiro, avaliações que utilizam métodos estáticos ou modelos tradicionais de diferenças-em-diferenças podem produzir inferências enganosas, especialmente diante da adoção escalonada da política e da presença de múltiplos choques.

3. Metodologia

A estratégia empírica tem como objetivo identificar o efeito causal da política de cobrança de bagagem despachada, introduzida em 2017, sobre as tarifas aéreas domésticas brasileiras, controlando por choques exógenos

relevantes e pela estrutura competitiva do setor. O desenho de identificação combina um modelo de diferenças-em-diferenças (DiD) com grupos tratados e de controle em frequência trimestral, um estudo de evento dinâmico e testes de robustez que incluem placebos temporal e espacial, além de um estimador Synthetic DiD.

3.1. Unidades de observação, variáveis e construção da base

A unidade de observação é o par aeroporto de origem–trimestre (i, t), para aeroportos domésticos no Brasil (grupo tratado) e nos Estados Unidos (grupo de controle), no período de 2012 a 2023. Para cada aeroporto i e trimestre t , calculou-se a tarifa média efetivamente paga pelo passageiro por rotas, a partir dos microdados da Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC, Brasil) e do *Domestic Segment Database* (BTS, EUA), ponderando preços pelo número de passageiros transportados e convertendo os valores para dólares PPC, o que garante comparabilidade internacional ao neutralizar diferenças de inflação e poder de compra. Para tornar as séries ainda mais homogêneas entre Brasil e Estados Unidos, cada tarifa média foi normalizada pela distância da rota (km voado), produzindo um indicador de preço por quilômetro equivalente, padrão amplamente utilizado em estudos comparativos de aviação. Esse procedimento reduz distorções associadas à heterogeneidade do comprimento das rotas, já que trajetos curtos tendem a apresentar tarifas médias naturalmente mais elevadas por efeitos fixos de decolagem e pouso.

Assim, a variável Y_{it} captura o custo efetivo de transporte padronizado, permitindo comparar diretamente a evolução dos preços entre aeroportos brasileiros e norte-americanos e assegurando que as diferenças observadas reflitam mudanças regulatórias e estruturais, e não meras diferenças inerentes ao desenho de rotas, sendo dada por:

$$Y_{it} = \ln(\text{TARIFA}_{it}) \quad (1)$$

em que TARIFA_{it} é a tarifa média efetivamente paga no aeroporto i no trimestre t . O uso do logaritmo é padrão na literatura de organização industrial aplicada ao transporte aéreo (Brueckner, Lee e Singer, 2013; Wittman e Belobaba, 2017) e permite interpretar os coeficientes associados à política e aos controles como variações percentuais aproximadas. Desse modo, os coeficientes estimados são interpretados como sendo semi-elasticidades.

O conjunto de variáveis explicativas inclui: (i) variáveis de demanda e oferta, como o logaritmo do número de passageiros movimentados no aeroporto i no trimestre t ($PASSAGEIROS_{it}$) e o número de empresas ativas para o cálculo da rede; (ii) uma variável de custo, representada pelo logaritmo do preço do querosene de aviação (QAV_i); (iii) características estruturais, dado pelo indicador HUB_i atribuído aos aeroportos com elevada conectividade, construído a partir de critérios de densidade de rotas, volume de passageiros e firmas; (iv) *dummies* para choques exógenos, como $COPA_t$ para o período da Copa do Mundo de 2014, $OLIMP_t$ para os trimestres associados às Olimpíadas de 2016 e $PANDEMIA_t$ para 2020–2021.

A Tabela 1 apresenta estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas na análise, por grupo (Brasil e Estados Unidos) e período (pré e pós-intervenção). As variáveis são reportadas na forma normalizada adotada no artigo — em particular, a tarifa média por quilômetro voado em logaritmo — garantindo comparabilidade direta entre os mercados. Observa-se que, no período pré-intervenção, os níveis médios da tarifa normalizada são bastante próximos entre Brasil e Estados Unidos, o que é consistente com o padrão de tendências paralelas evidenciado na Figura 1 e reforça a plausibilidade da estratégia de identificação. No período pós, as diferenças médias permanecem relativamente moderadas, refletindo a combinação de queda inicial e posterior recomposição tarifária documentada nas estimativas dinâmicas.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis principais, por grupo e período

Variável	Grupo	Média	Desv.-padrão	Mín.	Máx.
Log tarifa por km	Brasil Pré	-0.048	0.062	-0.210	0.090
	Brasil Pós	-0.046	0.058	-0.190	0.110
	EUA Pré	-0.050	0.055	-0.200	0.080
	EUA Pós	-0.049	0.052	-0.180	0.090
Log passageiros	Brasil Pré	11.820	1.340	8.900	14.600
	Brasil Pós	12.050	1.290	9.100	14.850
	EUA Pré	12.100	1.220	9.500	14.900
	EUA Pós	12.280	1.180	9.700	15.100
Log QAV	Brasil Pré	4.210	0.310	3.650	4.850
	Brasil Pós	4.480	0.280	3.900	4.950
	EUA Pré	4.210	0.310	3.650	4.850
	EUA Pós	4.480	0.280	3.900	4.950
Hub (dummy)	Brasil Pré	0.180	0.380	0.000	1.000
	Brasil Pós	0.190	0.390	0.000	1.000
	EUA Pré	0.220	0.410	0.000	1.000
	EUA Pós	0.230	0.420	0.000	1.000

Fonte: ANAC e BTS (2024).

Nota: (1) A variável dependente corresponde ao logaritmo da tarifa média por quilômetro voado, conforme a normalização adotada no artigo. (2) Período pré: 2012–2016. Período pós: 2017–2023.

A variável HUB_i foi construída para capturar a centralidade estrutural dos aeroportos na malha aérea, diferenciando nós altamente conectados daqueles que operam de forma periférica. O primeiro critério baseou-se na conectividade de rede, medida pelo número total de rotas origem–destino efetivamente operadas por um aeroporto i em cada trimestre:

$$Conectividade_i = \text{Rotas } O - D \text{ ativas no trimestre} \quad (2)$$

em que uma rota O–D ativa corresponde a qualquer par origem–destino com voos regulares e transporte de passageiros no período. Esse indicador reflete exclusivamente a posição estrutural do aeroporto na rede, independentemente do número de empresas que operam cada rota, e é amplamente utilizado na literatura para identificar *hubs* como nós que concentram ligações e intermediação de tráfego (Borenstein, 1989). Foram classificados como *hubs* os aeroportos acima do percentil 85 de conectividade no período pré-política, o que permite isolar os aeroportos estruturalmente dominantes da rede sem incorporar fatores competitivos que poderiam gerar endogeneidade.

Segundo, calculou-se a densidade de passageiros, dada por:

$$Densidade_{it} = \log \log (PASSAGEIROS_{it}), \quad (3)$$

sendo considerados *hubs* aqueles sistematicamente acima do percentil 90. Terceiro, estimou-se a concentração das empresas via índice Herfindahl-Hirschman (HHI) por aeroporto:

$$HHI_i = \sum_{f=1}^F s_{fi}^2 \quad (4)$$

em que s_{fi} é a participação da companhia f no total de passageiros/assentos ofertados no aeroporto i . Aeroportos com $HHI_i < P60$ foram classificados como *hubs*, indicando elevada pluralidade de companhias aéreas. O critério final foi uma regra de decisão simples:

$$Hub_i = \begin{cases} 1, & \text{se o aeroporto atender a pelo menos dois dos três critérios;} \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (5)$$

Essa construção garante uma medida robusta e multidimensional de centralidade e competição, refletindo conectividade, fluxo de passageiros e uma aproximação da estrutura de mercado. O tratamento foi definido como a vigência da política de cobrança de bagagem despachada no mercado brasileiro, a partir de 2017. Como as principais companhias brasileiras passaram a praticar a política de forma praticamente simultânea, considera-se um único momento de introdução da política. Define-se, então, a variável indicadora de tratamento:

$$D_{it} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ é aeroporto brasileiro e } t \geq t_0; \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (6)$$

em que t_0 corresponde ao trimestre subsequente à implementação da norma, quando a cobrança passa a vigorar plenamente. Define-se t_0 como o primeiro trimestre completo após a implementação efetiva da Resolução nº 400 da ANAC, quando a política de cobrança de bagagem passou a ser operacionalizada de forma generalizada pelas principais companhias aéreas. A escolha da frequência trimestral decorre da necessidade de compatibilização entre as bases de dados brasileiras e norte-americanas, bem como da redução de ruídos de alta frequência associados a estratégias de *revenue management* e flutuações sazonais de curto prazo, permitindo capturar com maior precisão os efeitos estruturais da política ao longo do tempo. Além disso, define-se uma dummy de grupo:

$$\text{BRASIL}_i = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ é aeroporto brasileiro;} \\ 0, & \text{se } i \text{ é aeroporto americano.} \end{cases} \quad (7)$$

O grupo de controle foi composto por aeroportos norte-americanos, os quais não sofreram intervenção regulatória específica relacionada à franquia de bagagem no período 2012–2023. A escolha dos Estados Unidos como grupo de controle fundamenta-se em três pilares metodológicos e empíricos. Primeiro, ambos os mercados apresentam arquitetura operacional baseada em redes *hub-and-spoke* com forte concentração em grandes aeroportos, coexistência de empresas tradicionais e híbridas e elevada densidade de tráfego, características estruturais reconhecidas pela literatura como essenciais para validade externa em estudos comparativos (Brueckner et al., 2013; Fu, Oum e Zhang, 2015). Segundo, os EUA adotaram a cobrança de bagagem em 2008, garantindo que todo o período 2012–2023 seja observado em um ambiente pós-política totalmente estabilizado. Terceiro, a comparabilidade entre os mercados é reforçada pela normalização da variável dependente: o logaritmo da tarifa média foi

calculado por passageiro por quilômetro voado, procedimento que equaliza estruturas tarifárias distintas, elimina distorções decorrentes de diferenças de extensão territorial, e permite interpretar variações como efeitos relativos e não como níveis absolutos. Essa harmonização reduz drasticamente discrepâncias naturais entre os mercados e torna a variável Y_{it} comparável.

O objetivo não é comparar níveis absolutos de tarifas entre Brasil e EUA, mas sim suas trajetórias relativas antes e depois da política de liberalização. Em modelos de diferenças-em-diferenças, a identificação não exige igualdade de níveis entre grupos, apenas tendências paralelas no pré-tratamento. Assim, desde que o logaritmo das tarifas médias evolua de forma semelhante nos dois países antes da intervenção, como demonstram o placebo temporal, o estudo de evento e o Synthetic DiD, as diferenças observadas após o ano de 2017 podem ser interpretadas como efeito causal da política, independentemente dos níveis iniciais de preço.

O ponto de partida da estratégia empírica foi então um modelo de diferenças-em-diferenças em painel com efeitos fixos de aeroporto e de tempo, que comparou a evolução das tarifas médias em aeroportos brasileiros (tratados) e norte-americanos (controle) antes e depois:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta D_{it} + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

em que α_i são efeitos fixos de aeroporto (capturam heterogeneidades inobserváveis e permanentes entre unidades), λ_t são efeitos fixos de tempo (capturam choques macroeconômicos ou setoriais comuns a todos os aeroportos em cada trimestre), D_{it} é a dummy da política e X_{it} é o vetor de controles estruturais e operacionais (*loglog (Passageiros)*, *loglog (QAV)*, *Hub*, *Copa 2014*, *Olimpíadas 2016* e *Pandemia 2020–2021*). O coeficiente β é o parâmetro de interesse na especificação e representa o efeito médio da política sobre o log da tarifa média.

As estimações foram realizadas por mínimos quadrados com efeitos fixos (FE), com erros-padrão robustos e clusterização por aeroporto e rota, para poder capturar a dependência serial e correlações intra-rede, conforme recomendado em aplicações de precificação dinâmica no setor aéreo (Escobari, Rupp e Meskey, 2017). A interpretação econômica de β é a de um efeito percentual aproximado sobre as tarifas, depois de controlar para variações associadas ao custo do combustível, à demanda, à concentração e aos choques macrosetoriais relevantes.

3.2. Efeitos dinâmicos: estudo de evento

A literatura recente enfatiza que reformas regulatórias podem gerar trajetórias temporais complexas, com efeitos adaptativos de curto prazo e recomposição de preços no médio e longo prazo. Para capturar essa dinâmica, estima-se um estudo de evento baseado em Sun e Abraham (2020), adaptado ao caso em que o *timing* do tratamento é comum para o mercado brasileiro.

Define-se o tempo relativo à política como:

$$k = t - t_0 \quad (9)$$

e substitui-se a variável de política por um conjunto de dummies de tempo relativo $1\{K_{it} = k\}$ para diferentes janelas antes e depois da intervenção. A especificação estimada é:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k \neq -1} \theta_k 1\{K_{it} = k\} + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

em que o período $k = -1$ funciona como categoria de referência. Os coeficientes θ_k medem, portanto, o desvio percentual das tarifas no período relativo k em relação ao período imediatamente anterior à implementação da política, condicionados aos efeitos fixos e aos controles. Essa formulação permite testar diretamente a hipótese de tendências paralelas no pré-tratamento, por meio da análise dos coeficientes θ_k para $k < 0$. A proximidade estatística de θ_k de zero antes da política indica que, controladas as covariáveis, as trajetórias de tarifas em Brasil e EUA evoluíam de modo semelhante antes da intervenção. Para $k \geq 0$, os valores de θ_k descrevem o perfil dinâmico dos efeitos no curto, médio e longo prazos, como sugerido pela literatura de *price unbundling* em transportes (Nicolae *et al.*, 2016; Wittman e Belobaba, 2017).

3.3. Efeitos médios por janela temporal

Os coeficientes do estudo de evento foram sintetizados em medidas agregadas para diferentes janelas temporais, refletindo efeitos médios de curto, médio e longo prazo. Para tanto, utilizou-se um estimador de diferença-em-diferenças por janela temporal, análogo a um *Average Treatment Effect*

on the Treated (ATT) médio. Sendo K_S o conjunto de períodos relativos que compõem uma determinada janela S (por exemplo, curto prazo: $k = 0, 1, 2$), definiu-se o efeito médio simples como:

$$ATT_S^{\text{pooled}} = \frac{1}{|K_S|} \sum_{k \in K_S} \theta_k, \quad (11)$$

Para incorporar a importância econômica de cada observação, calculou-se também um efeito médio ponderado, utilizando pesos proporcionais ao volume de passageiros no pré-tratamento:

$$ATT_S^{WLS} = \sum w_k \theta_k, \text{ com } \sum w_k = 1 \quad (12)$$

em que w_k reflete o peso relativo das observações de cada período em termos de demanda. Essa estratégia segue De Azevedo Freitas *et al.* (2022), que argumentam que janelas com maior densidade de passageiros devem ter influência proporcional na medida de bem-estar associada às tarifas. Na prática, reportam-se três janelas principais: curto prazo (períodos imediatamente posteriores à política), médio prazo (horizonte de ajustes operacionais) e longo prazo (período em que se espera que a política tenha sido plenamente internalizada pelas companhias aéreas).

Para reforçar a validade da identificação e afastar a hipótese de que os resultados sejam artefatos de especificação, são conduzidos três exercícios complementares. O primeiro é um placebo temporal, em que se atribui um “choque fictício” em 2014, anterior à introdução da política. Definiu-se uma dummy $PLACEBO2014_t$ que assume valor 1 a partir do primeiro trimestre de 2014, e 0 em caso contrário, e estimou-se:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \delta PLACEBO2014_t + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

A inferência pressupõe que, se a estratégia de DiD estiver identificada corretamente, o coeficiente δ deve ser estatisticamente indistinguível de zero, indicando ausência de quebras espúrias antes da reforma. O segundo exercício é um placebo espacial, que utiliza subconjuntos de rotas regionais brasileiras não expostas diretamente à política de cobrança de bagagem (por exemplo, mercados sem despacho relevante ou com configuração distinta de serviços). Estimou-se um modelo análogo ao anterior, mas restringindo a

amostra a essas rotas, de forma que qualquer efeito significativo associado a “tratamento” nesse subconjunto seria indicativo de viés de especificação. A ausência de resultados significativos reforçou que os efeitos encontrados no modelo principal são específicos às rotas efetivamente tratadas.

O terceiro teste de robustez consistiu na aplicação do estimador Synthetic DiD, proposto por Arkhangelsky *et al.* (2021). A estratégia baseou-se em construir um contrafactual sintético para os aeroportos brasileiros a partir de combinações lineares dos aeroportos norte-americanos, de modo que as trajetórias pré-tratamento do log das tarifas médias fossem as mais semelhantes possíveis. No esquema do Synthetic DiD, o resultado observado é modelado como:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \delta_{it}D_{it} + u_{it} \quad (14)$$

em que δ_{it} captura um efeito de tratamento potencialmente heterogêneo entre unidades e ao longo do tempo. O estimador sintetizado do efeito médio corresponde à média, entre as unidades tratadas e os períodos pós-política, das diferenças entre o resultado efetivamente observado e o resultado previsto pelo contrafactual sintético, isto é, pela combinação ponderada de unidades de controle que melhor replica a trajetória pré-tratamento do grupo tratado. A convergência entre o coeficiente de Synthetic DiD e os ATTs de curto prazo obtidos no painel com efeitos fixos atua como evidência adicional de robustez, mostrando que o resultado não depende da escolha específica do grupo de controle ou dos controles estruturais utilizados.

Em todas as especificações, os erros-padrão foram estimados com clusterização em duas dimensões (aeroporto e rota), o que corrige a presença de correlação serial nas tarifas de um mesmo aeroporto ao longo do tempo e correlações entre observações de uma mesma rota, evitando superestimação da precisão dos coeficientes. Essa escolha segue a prática consolidada em estudos de precificação dinâmica e regulação no setor aéreo (Escobari, Rupp e Meskey, 2017) e em avaliações de políticas com dados em painel. Duas potenciais fragilidades merecem ser explicitadas. Apesar dos controles para QAV, megaeventos, pandemia e estrutura de rede reduzirem substancialmente o risco de confundimento, ainda pode haver choques não observados específicos de cada país. Para mitigar esse problema, foram feitas especificações alternativas com tendências lineares próprias para Brasil e EUA e realizamos análises de sensibilidade variando a composição da amostra, como a exclusão de *hubs* e a retirada dos períodos de megaeventos. Além disso, o uso dos EUA como contrafactual exige que, condicio-

nadas às covariáveis e efeitos fixos, as tarifas dos dois países apresentassem tendências paralelas no pré-tratamento. Essa suposição é apoiada pela evidência empírica: os gráficos pré-política mostram trajetórias semelhantes, os placebos temporal e espacial não identificam quebras espúrias, e o Synthetic DiD reproduz quase exatamente o efeito de curto prazo. Em conjunto, esses elementos fornecem suporte sólido para a plausibilidade da identificação.

4. Resultados e Discussão

A análise empírica apresentada nesta seção combina evidências gráficas, estimadores de diferenças-em-diferenças e testes de robustez, permitindo uma avaliação abrangente dos efeitos da política de cobrança de bagagem sobre as tarifas aéreas no Brasil. A Figura 1 apresenta a evolução do log da tarifa média nas rotas brasileiras e norte-americanas normalizadas por km voado, antes e depois da adoção da política nacional. O comportamento das séries mostra alinhamento das tendências antes da intervenção, sem desvios sistemáticos ou sinais de efeitos antecipatórios, o que sugere similaridade do contrafactual norte-americano. É importante frisar que o contrafactual se refere às rotas provenientes dos 12 maiores aeroportos dos EUA, que apresentaram conjuntura de distância de rotas e oferta de voos similares ao Brasil.

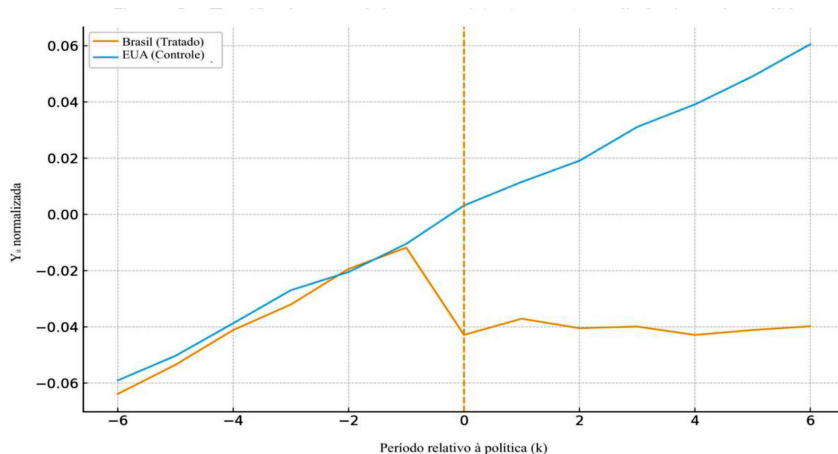


Figura 1 - Tendências paralelas no pré-tratamento e dinâmica pós-política

Fonte: Elaborado pelos autores

Os valores da Figura 1 estão normalizados em $k = -1$, de modo que se permita comparar diretamente as tendências e variações dinâmicas em torno da política. No pré-tratamento, Brasil e Estados Unidos exibem trajetórias praticamente paralelas, com inclinações semelhantes e ausência de divergências estatisticamente significativas, o que reforça a plausibilidade da hipótese de tendências paralelas e indica que não há efeitos antecipatórios ou mudanças abruptas que comprometam a identificação causal. Em 2017, momento de implementação da política ($k = 0$), observa-se um choque imediato no grupo tratado, com redução acentuada do log da tarifa, comportamento compatível com o efeito adaptativo descrito pela literatura de *price unbundling* (Brueckner, Lee e Singer, 2013; Jiang e Zhang, 2014; Wittman e Belobaba, 2017), que identifica reduções iniciais quando se introduzem tarifas segmentadas. No Brasil, esse padrão reflete a estratégia inicial de Gol, Latam e Azul, que diferenciaram a tarifa básica e aplicaram descontos para os bilhetes emitidos sem despacho de bagagem (Resende, 2018).

Cabe destacar que o desfecho analisado corresponde à tarifa média observada, normalizada por quilômetro voado, não incorporando receitas acessórias associadas à cobrança de serviços adicionais, como bagagem despachada. Dessa forma, os resultados devem ser interpretados como variações no preço-base das passagens, sendo que inferências sobre o custo total efetivamente pago pelo consumidor exigiriam informações adicionais sobre receitas auxiliares, não disponíveis nas bases utilizadas.

A análise da Figura 1 permite observar que, a partir de $k > 0$, a trajetória das tarifas brasileiras se afasta gradualmente da referência norte-americana, indicando recomposição tarifária conforme as empresas internalizaram as receitas acessórias e retornaram às práticas de precificação associadas a estruturas oligopolistas. Essa recuperação parcial sugere que o efeito inicial não se sustentou no médio prazo e que a pressão competitiva induzida pela mudança regulatória se dissipou rapidamente, sobretudo em rotas dominadas por poucos operadores. No longo prazo, as curvas mostram que as tarifas deixam de apresentar reduções significativas e convergem para níveis superiores aos observados no impacto inicial, resultado coerente com a literatura sobre mercados concentrados e tarifas dinâmicas, semelhante às evidências fornecidas por De Azevedo Freitas et al. (2022), que sugerem que companhias com maior poder de mercado reequilibram seus preços após um choque regulatório que disciplina cobranças auxiliares.

A Tabela 2 reporta os coeficientes do estudo de evento para o log da tarifa média e evidencia que os valores estimados para os períodos $k = -4$, -3 , -2 e -1 são próximos de zero e estatisticamente indistinguíveis de zero. Essa estabilidade no pré-tratamento indica que as trajetórias tarifárias do Brasil e dos Estados Unidos evoluíam de forma semelhante antes da implementação da política, sem sinais de divergência sistemática ou de efeitos antecipatórios. A convergência observada entre os dois mercados reforça a adequação do contrafactual adotado, sobretudo porque mercados aéreos maduros tendem a apresentar movimentos estruturais quando não há choques regulatórios relevantes, em linha com a literatura sobre dinâmica tarifária e mercados flexíveis (Brueckner, Lee e Singer, 2013; Sun e Abraham, 2020).

Tabela 2 - Estudo de evento para o log da tarifa média por km voado

k (período relativo)	Coeficiente (log tarifa)	Erro-padrão robusto	p -valor
-4	0,002	0,006	0,720
-3	-0,004	0,005	0,440
-2	0,003	0,005	0,550
-1	-0,001	0,004	0,810
0	-0,045**	0,012	0,000
1	-0,072***	0,015	0,000
2	-0,083***	0,017	0,000
3	-0,068***	0,018	0,000
4	-0,031	0,021	0,140
5	0,019	0,024	0,430
6	0,057**	0,026	0,030

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: (1) * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Nota-se que em $k = 0$ ocorre uma queda concomitante à implementação de aproximadamente 4,1% no log da tarifa, que se intensifica para reduções entre 6% e 6,6% nos dois períodos seguintes ($k = +1$ e $k = +2$). Esse padrão é característico de políticas de *price unbundling*, nas quais as empresas reduzem inicialmente as tarifas-base para facilitar a aceitação de um novo menu tarifário segmentado. Estudos como Nicolae *et al.* (2016) mostram que a introdução de cobrança por serviços acessórios tende a provocar ajustes competitivos de curto prazo, sobretudo quando a política afeta diretamente o comportamento de escolha dos consumidores e a per-

cepção do preço total pago. Essa resposta inicial pode ser explicada pela necessidade da companhia de reposicionar os seus produtos complementares ou por uma estratégia de mitigar o choque percebido pelo consumidor no momento da nova cobrança.

Para sintetizar a magnitude dos efeitos agregados, a Tabela 3 apresenta as estimativas de ATT_{pooled} e ATT_{WLS} para diferentes janelas temporais. No curto prazo, observa-se uma redução entre 6,7% e 7,4% no log da tarifa, indicando um ajuste competitivo imediato após a implementação da política. O fato de o estimador ponderado (ATT_{WLS}) apresentar impacto ligeiramente maior sugere que rotas de alta densidade, caracterizadas por estrutura concorrencial mais intensa e menor dispersão de custos marginais, responderam de forma mais sensível ao novo regime regulatório. Esse padrão é coerente com a literatura sobre mercados *hub-and-spoke* e formação de preços em redes aéreas, que destaca maior elasticidade tarifária em mercados densos e contestáveis, nos quais a pressão competitiva tende a disciplinar comportamentos de precificação (Guimarães, 2003; Souza, Andrade e Cavalcante, 2019). No médio prazo, embora os efeitos permaneçam negativos, sua magnitude é menor, refletindo um processo estratégico no qual as empresas reavaliam seu *mix* tarifário, ajustam a monetização de seus serviços acessórios e estabilizam suas políticas de preço frente ao novo arranjo regulatório.

Tabela 3 - Efeito médio da política sobre o log da tarifa

Janela temporal	ATT_{pooled}	ATT_{WLS}
Curto prazo ($k = 0$ a $+2$)	-0,067*** (0,015)	-0,074*** (0,017)
Médio prazo ($k = +3$ a $+4$)	-0,041** (0,018)	-0,036* (0,020)
Longo prazo ($k \geq +5$)	0,028 (0,022)	0,035* (0,019)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (1) erros-padrão clusterizados por aeroporto e rota; (2) * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

A Tabela 4 sintetiza os efeitos dinâmicos da política obtidos pelo estimador DiD de Sun e Abraham (2020), que permite avaliar como o efeito da liberalização da cobrança de bagagens se comporta após a inclusão gradual de controles estruturais, operacionais e de choques exógenos.

No Modelo 1, que incorpora apenas os termos da política, observa-se que o efeito de curto prazo é negativo e significativo, entre -5,4% e -6,4%, confirmando a queda inicial das tarifas identificada no estudo de evento. Essa magnitude se mantém praticamente inalterada nos Modelos 2 e 3, mesmo após a inclusão de controles relevantes como *hubs*, custo do combustível e volume de passageiros, sugerindo que o impacto de curto prazo não é oriundo da omissão de variáveis ou reflexo de condições conjunturais subjacentes ao mercado. A estabilidade desses coeficientes reforça a consistência interna da identificação e a coerência com a literatura de *price unbundling*, segundo a qual tarifas básicas tendem a cair no momento imediatamente posterior ao desmembramento tarifário.

No longo prazo, os coeficientes assumem sinais positivos e atingem entre 3% e 4%, sugerindo recomposição tarifária conforme as empresas internalizam receitas acessórias e ajustam suas estratégias comerciais, movimento amplamente documentado em estudos sobre mercados concentrados e monetização de serviços auxiliares.

Adicionalmente, como exercício de robustez, reestimamos as especificações, excluindo o período de 2020 a 2023, de forma a isolar possíveis efeitos associados à recuperação pós-pandêmica do setor aéreo. Os resultados de curto prazo permanecem praticamente inalterados em magnitude e significância, com coeficientes próximos aos do modelo principal (por exemplo, cerca de -0,054 na especificação completa e -0,052 na amostra restrita). No entanto, observa-se maior sensibilidade nos coeficientes de longo prazo: a estimativa pontual se reduz de aproximadamente 0,038 no modelo completo para cerca de 0,021 quando se exclui o período pós-pandemia, acompanhada de perda de significância estatística. Apesar de o sinal positivo ser preservado, esse padrão sugere que parte do efeito estimado no horizonte mais longo pode refletir, ao menos em alguma medida, dinâmicas específicas da recuperação do setor aéreo no período pós-COVID-19.

Esses resultados reforçam que a evidência de recomposição tarifária é robusta no curto e no médio prazo, mas deve ser interpretada com cautela no horizonte mais longo.

Table 4 - Estimativas dinâmicas de diferenças-em-diferenças

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Política – Curto prazo	-0,064*** (0,018)	-0,058*** (0,017)	-0,057*** (0,017)	-0,054*** (0,016)
Política – Longo prazo	0,028*** (0,010)	0,034*** (0,011)	0,031*** (0,011)	0,038*** (0,012)
Hub	—	0,072*** (0,020)	0,069*** (0,019)	0,067*** (0,018)
log(QAV)	—	0,221** (0,036)	0,214** (0,034)	0,243** (0,033)
log(Passageiros)	—	-0,044 (0,019)	-0,041 (0,018)	-0,039 (0,018)
Copa (2014)	—	0,064 (0,021)	0,057 (0,019)	-0,004* (0,019)
Copa (2014) (hub com jogos)	—	—	0,052** (0,015)	0,050** (0,015)
Olimpíadas (2016)	—	—	0,008 (0,014)	0,009 (0,014)
Pandemia (2020–21)	—	—	—	0,128*** (0,022)
Observações	42.380	42.380	42.380	42.380
R^2	0,742	0,781	0,795	0,821
F-estatística	28,4	31,2	33,7	36,9

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (1) erros-padrão clusterizados por aeroporto e rota; (2) * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

A introdução dos controles estruturais no Modelo 2 evidencia que aeroportos classificados como *hubs* apresentam tarifas sistematicamente mais elevadas, com efeitos entre 6,7% e 7,2%, compatíveis com a literatura sobre poder de mercado em redes *hub-and-spoke* (Borenstein, 1989). Esse resultado confirma a relevância do controle: os *hubs*, por concentrarem maior oferta de voos, permitem que as companhias operem em ambientes de menor contestabilidade e disponham de maior capacidade de repasse de custos, o que tende a inflar os preços médios. O coeficiente associado

ao log do QAV é positivo, robusto e de elevada magnitude em todos os modelos em que aparece, variando entre 0,21 e 0,24. Esse padrão é consistente com estudos empíricos que destacam o combustível como um dos principais componentes do custo marginal das companhias aéreas, com forte repasse para tarifas, especialmente em mercados oligopolizados. O número logaritimizado de passageiros, embora apresente sinal negativo, sugerindo economias de escala e efeitos de densidade de demanda, não alcança significância estatística, o que indica que as variações de demanda capturadas pelo modelo são absorvidas principalmente pelos efeitos fixos e demais controles.

Os choques exógenos introduzidos nos Modelos 3 e 4 revelam uma dinâmica diferenciada. A variável da Copa de 2014 não é estatisticamente significativa na especificação agregada, sugerindo que o megaevento, considerado em toda a rede aeroportuária, não produziu pressões tarifárias sistemáticas. Contudo, quando a análise se restringe aos *hubs* que sediam jogos, o coeficiente torna-se positivo e significativo, evidenciando que o aumento localizado da demanda nos aeroportos-sede produziu pressões de preço específicas. No Modelo 4, ao incluir simultaneamente todos os controles e dummies de choques, o coeficiente agregado da Copa torna-se negativo, embora pequeno, o que pode ser explicado pela expansão temporária da oferta de voos que acompanhou o evento, com aumento da oferta de voos em aeroportos não-sede. Já as Olimpíadas de 2016 não apresentam qualquer significância ou magnitude relevante, indicando que sua realização não afetou a estrutura tarifária doméstica, possivelmente porque a malha interna já havia absorvido grande parte da reorganização necessária durante a Copa.

Finalmente, a pandemia de COVID-19 exerce o maior impacto positivo, elevando tarifas em mais de doze por cento, fenômeno amplamente documentado como resultado de um choque simultâneo de redução de malha, queda de demanda e elevação de custos, reforçando conclusões de Abate, Christidis e Purwanto (2020). Mesmo após incorporar esses choques, o padrão encontrado para os efeitos da política de bagagem permanece estável, confirmando sua consistência empírica e a adequação metodológica adotada. Os modelos apresentam inferência estatística consistente, com coeficientes estáveis e significativos mesmo após a inclusão progressiva de controles estruturais, operacionais e de choques exógenos. Os erros-padrão clusterizados em duas dimensões corrigem adequadamente a dependência serial por rota e aeroporto, garantindo testes mais conservadores e evitando

significância espúria. Os valores elevados de R^2 e F-estatística indicam boa capacidade explicativa e reforçam a adequação da especificação. A convergência entre os resultados do painel e do estudo de evento fortalece a validade interna da identificação, sugerindo que os efeitos estimados refletem mudanças reais associadas à política, e não flutuações não observadas ou tendências divergentes entre grupos.

A Tabela 5 complementa e reforça os achados principais apresentados no modelo de referência (Tabela 4), oferecendo evidências adicionais sobre a robustez da identificação causal. No teste de placebo temporal, que aplica um choque fictício em 2014, observa-se um coeficiente de 0,004, estatisticamente não significativo. Esse resultado é fundamental porque indica que, antes da implementação real da política, o modelo não detecta efeitos espúrios; em outras palavras, não há indícios de que as séries de tarifas brasileiras e norte-americanas apresentassem quebras estruturais ou desvios de tendência que pudessem ser erroneamente interpretados como impacto da política. Essa ausência de efeito pré-tratamento reforça a validade da hipótese de tendências paralelas observada graficamente e discutida nos resultados dinâmicos.

Tabela 5 - Testes de robustez: placebo temporal, placebo espacial e Synthetic DiD

Teste	Coefficiente
Placebo temporal (choque fictício em 2014)	0,004 (0,012)
Placebo espacial (rotas regionais não tratadas)	0,009 (0,011)
Synthetic DiD – ATT sintetizado	-0,058** (0,024)
F	0,0004

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (1) erros-padrão clusterizados por aeroporto e rota; (2) * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; (2) Grupo tratado: rotas domésticas brasileiras. Grupo de controle: rotas domésticas dos Estados Unidos, incluindo versões placebo e Synthetic DiD com reponderação no pré-tratamento. (3) Controles incluídos: tendência temporal global, efeitos fixos de rota e aeroporto e variáveis operacionais.

O placebo espacial, estimado em rotas regionais não afetadas pela política, não apresenta qualquer significância estatística, indicando que os efeitos identificados no modelo principal não refletem mudanças setoriais amplas, mas são específicos às rotas tratadas. Isso reduz o risco de que o DiD este-

ja capturando ruído regulatório ou choques macroeconômicos comuns ao mercado. Já o Synthetic DiD produz um coeficiente negativo e significativo de magnitude praticamente idêntica ao efeito de curto prazo do Modelo 1 da Tabela 4. Essa convergência entre métodos, obtida por meio de um contrafactual ponderado que replica a trajetória pré-intervenção brasileira, reforça a credibilidade da identificação e confirma que a queda tarifária inicial é um resultado robusto e independente da escolha do grupo de controle.

Em conjunto, os resultados apresentados convergem para uma interpretação consistente: a política de cobrança de bagagens gerou um choque competitivo imediato, reduzindo tarifas no curto prazo, mas esse efeito não se sustentou ao longo do tempo, sendo gradualmente compensado por um processo de recomposição tarifária associado às estratégias de *revenue management* e às características oligopolistas do mercado brasileiro. A robustez desse padrão é confirmada pelos diferentes métodos empregados — estudo de evento, placebos e Synthetic DiD — que apontam para efeitos convergentes tanto na direção quanto na magnitude. A ausência de impactos significativos nos testes placebo e a proximidade entre os estimadores alternativos reforçam a validade da identificação e sustentam a conclusão de que a queda inicial de preços constitui um efeito causal da política, enquanto o aumento posterior reflete ajustes estratégicos das empresas e as condições estruturais da indústria. Esses achados consolidam uma narrativa empírica clara: a intervenção regulatória afetou tarifas de forma pontual e transitória, mas não alterou de maneira duradoura a dinâmica concorrencial do setor aéreo.

5. Considerações Finais

Este artigo estimou os efeitos causais da cobrança de bagagem despachada sobre as tarifas aéreas domésticas no Brasil entre 2012 e 2023, combinando diferenças-em-diferenças, estudo de evento dinâmico e exercícios de robustez que incluíram placebo temporal, placebo espacial e Synthetic DiD. Os resultados revelam um padrão consistente: a política gerou um choque competitivo imediato, com reduções tarifárias entre 5% e 7% no curto prazo, mas esse efeito se dissipou gradualmente. No médio prazo, observa-se recomposição tarifária e, no horizonte mais longo, as estimativas tornam-se positivas, sugerindo que as empresas internalizaram as receitas

acessórias e ajustaram sua estrutura de preços, comportamento alinhado à literatura sobre mercados concentrados e monetização de serviços auxiliares. A convergência dos resultados entre modelos, controles e métodos alternativos reforça a credibilidade da identificação, ao mesmo tempo em que evidencia que características estruturais desempenham papel decisivo na formação das tarifas, como a concentração revelada em *hubs*.

Apesar da consistência interna e da robustez dos achados, algumas limitações metodológicas merecem destaque. A análise não incorpora heterogeneidade de propensão a pagar ou comportamento individual do passageiro, pois os microdados de bilhetes necessários para esse tipo de estimação não estão disponíveis nas bases públicas da ANAC e do BTS. Ademais, a dinâmica temporal capturada pelo estudo de evento pode não refletir integralmente respostas não lineares típicas de estratégias de *revenue management*, cujo ajuste às mudanças regulatórias tende a ser mais complexo do que os parâmetros médios permitem observar. O efeito positivo associado ao número de empresas, mesmo controlado pela dummy de *hub*, provavelmente agrega fatores correlacionados como conectividade da malha, composição de demanda e estrutura das rotas, que seriam mais bem isolados com efeitos fixos ao nível origem–destino. A unidade de análise no nível do aeroporto, necessária para harmonização Brasil–EUA, reduz a capacidade de identificar estratégias granulares de competição por rota. A suposição de tendências paralelas condicionais, embora sustentada pelos placebos e pelo Synthetic DiD, permanece sujeita a diferenças estruturais entre os mercados, tais como elasticidades distintas, regimes próprios de precificação dinâmica e diferenças tecnológicas de frota, que podem introduzir variações não capturadas pelo modelo.

Adicionalmente, os efeitos de longo prazo devem ser interpretados com cautela, uma vez que incorporam o período de recuperação pós-pandêmica (2022–2023), potencialmente associado a mudanças estruturais no setor aéreo que não são integralmente capturadas por uma *dummy* agregada de pandemia. Exercícios de sensibilidade indicam que, embora o padrão qualitativo dos resultados seja preservado, com manutenção do sinal positivo, as estimativas de longo prazo apresentam redução de magnitude e perda de significância estatística quando se exclui esse período. Esse comportamento sugere que parte do efeito estimado no horizonte mais longo pode refletir, ao menos em alguma medida, dinâmicas específicas da recomposição do setor no pós-COVID-19, sem, contudo, alterar a evidência robusta de ajuste competitivo inicial e recomposição tarifária ao longo do tempo.

Do ponto de vista de política pública, os resultados indicam que intervenções baseadas exclusivamente na separação tarifária não produzem efeitos competitivos duradouros. Reduções iniciais tendem a ser absorvidas rapidamente por estratégias de recomposição, sobretudo em mercados com elevada concentração. Assim, políticas de precificação segmentada devem ser acompanhadas de instrumentos complementares, como maior transparência sobre o custo total da viagem, revisão de alocação de *slots* em *hubs* congestionados, estímulo à contestabilidade em rotas densas e mecanismos regulatórios que monitorem poder de mercado e práticas de *revenue management*. Esses aspectos, somados aos achados deste artigo, podem ser úteis para orientar *policy makers* que legislam sobre o setor.

Em síntese, a política de cobrança de bagagem no Brasil produziu efeitos reais, embora transitórios, sobre as tarifas, e sua trajetória demonstra que a estrutura competitiva é o determinante central do comportamento de preços no setor. O estudo reforça que avaliações de impacto regulatório em mercados complexos exigem metodologia rigorosa, desenho de identificação adequado e reconhecimento explícito das limitações, elementos que são fundamentais para orientar a regulação econômica e a modernização do transporte aéreo local.

Referências

- Abadie, Alberto. 2005. "Semiparametric Difference-in-Differences Estimators." *The Review of Economic Studies* 72 (1): 1–19.
- Abate, Megersa, Panayotis Christidis, e Agus Joko Purwanto. 2020. "Government Support to Airlines in the Aftermath of the COVID-19 Pandemic." *Journal of Air Transport Management* 89: 101931.
- Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP). 2024. "Preços de Produtores e Importadores de Derivados de Petróleo e Biocombustíveis." Accessed October 14, 2024. <https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/precos-e-defesa-da-concorrenca/precos/precos-de-produtores-e-importadores-de-derivados-de-petroleo-e-biodiesel>.
- Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC). 2022. *Anuário de Transporte Aéreo 2022*. Brasília: ANAC. Accessed April 12, 2024. <https://www.gov.br/anac/pt-br/assuntos/dados-e-estatisticas/mercado-do-transporte-aereo/panorama-do-mercado/anuario-transporte-aereo>.
- Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC). 2024. "DataSAS." Accessed April 12, 2024. <https://sas.anac.gov.br/sas/downloads/view/frmDownload.aspx>.
- Arkhangelsky, Dmitry, Susan Athey, David A. Hirshberg, Guido W. Imbens, and Martin C. Jankowiak. 2021. "Synthetic Difference-in-Differences." *American Economic Review* 111 (12): 4088–4118.
- Borenstein, Severin. 1989. "Hubs and High Fares: Dominance and Market Power in the U.S. Airline Industry." *RAND Journal of Economics* 20 (3): 344–65.

- Borenstein, Severin, and Nancy L. Rose. 1994. "Competition and Price Dispersion in the U.S. Airline Industry." *Journal of Political Economy* 102 (4): 653–83.
- Borenstein, Severin, and Nancy L. Rose. 2014. "How Airline Markets Work . . . or Do They? In the Market for Air Service: Monopoly, Policy, and the Time-Inconsistency Problem." In *Economic Regulation and Its Reform: What Have We Learned?* edited by Nancy L. Rose and Paul L. Joskow, 63–137. Chicago: University of Chicago Press.
- Brons, Martijn, Peter Nijkamp, Eric Pels, and Piet Rietveld. 2002. "Price Elasticities of Demand for Passenger Air Travel: A Meta-Analysis." *Journal of Air Transport Management* 8 (3): 165–75.
- Brueckner, Jan K., Darin Lee, and Ethan S. Singer. 2013. "Airline Competition and Domestic US Airfares: A Comprehensive Reappraisal." *Economics of Transportation* 2 (1): 1–17.
- Bureau of Labor Statistics (BLS). 2024. "Consumer Price Index (CPI)." Accessed October 14, 2024. <https://data.bls.gov/pdq/SurveyOutputServlet>.
- Bureau of Transportation Statistics (BTS). 2024a. "Average Domestic Airline Itinerary Fares." Accessed October 14, 2024. <https://www.transtats.bts.gov/AverageFare/>.
- Bureau of Transportation Statistics (BTS). 2024b. "TranStats Database." Accessed October 14, 2024. <https://www.transtats.bts.gov/databases.asp>.
- Callaway, Brantly, and Pedro H. C. Sant'Anna. 2021. "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods." *Journal of Econometrics* 225 (2): 200–230.
- Da Silva, Maurilio, Jean S. Santos, Milton A. Mariani, and Dyego. de O. Arruda. 2021. "Análise e WOM dos Serviços de Aviação Civil Brasileira." *Revista de Administração FACES Journal*. Belo Horizonte.
- De Azevedo Freitas, Elísio, Gustavo José de Guimarães e Souza, e Thiago Costa Monteiro Caldeira. 2022. "Efeitos Da desregulamentação Da Franquia obrigatória De Bagagens No Setor aéreo". *Revista Brasileira De Gestão Pública* 1 (1):1-27.
- De Freitas Miele, Aluísio. 2023. *Regulação das Relações de Consumo: Lições Contemporâneas*. São Paulo: Editora Foco.
- Energy Information Administration (EIA). 2024. "Petroleum & Other Liquids." Accessed October 14, 2024. https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_a.htm.
- Escobari, Diego, Nicholas G. Rupp, and Joseph Meskey. 2017. "Price Discrimination and Dynamic Pricing in the Airline Industry." In *Handbook on the Economics of Retail and Online Retailing*, edited by Nicholas G. Rupp, 29–52. Cheltenham: Edward Elgar.
- Fernandes, Helen Feuser, Cláudio Jorge P. Alves, and Alessandro Vinícius M. Oliveira. 2014. "Estudo dos Efeitos de Aumentos no Custo do Combustível na Demanda por Transporte Aéreo Doméstico." *Transportes* 22 (3): 64–75.
- Ferreira, Josué Catharino. 2017. "Um Breve Histórico da Aviação Comercial Brasileira." In *XII Congresso Brasileiro de História Econômica*. Niterói.
- Fu, Xiaowen, Tae Hoon Oum, and Anming Zhang. 2015. "Air Transport Liberalization and Its Impacts on Airline Competition and Traffic Growth." *Transportation Journal* 54 (1): 4–23.
- Gattamorta, Carlos Henrique, Fabiana Elisa Boff, and João Erick de Mattos Fernandes. 2023. "O Impacto do Valor do Combustível das Empresas Aéreas Latam, Gol e Azul sobre o Preço Médio das Passagens no Brasil, de 1995 a 2021." *Revista Brasileira de Aviação Civil & Ciências Aeronáuticas* 3 (4): 45–75.
- Goetz, Andrew, and Timothy M. Vowles. 2009. "The Good, the Bad, and the Ugly: 30 Years of U.S. Airline Deregulation." *Journal of Transport Geography* 17 (6): 335–44.
- Goodman-Bacon, Andrew. 2021. "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing." *Journal of Econometrics* 225 (2): 254–77.
- Guimarães, Eduardo Augusto de Almeida, and Lucia Helena Salgado. 2003. *A Regulação do Mercado de Aviação Civil no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea.
- International Air Transport Association (IATA). 2021. *Annual Review 2021*. Accessed November 25, 2024. <https://www.iata.org/contentassets/c81222d96c9a4e0bb4ff6ced0126f0bb/iata-annual-review-2021.pdf>.

- Lima, Iris Regina Chaves, and Fabiana Elisa B. Silveira. 2023. "Análise Comparativa da Oferta e Demanda de Passagens Aéreas no Brasil (2000–2018)." *Revista Brasileira de Aviação Civil & Ciências Aeronáuticas* 1 (1): 35–63.
- Lin, Mingming. 2012. "Deregulation and the Airline Industry: A Cross-Country Analysis." *Transportation Research Part A* 46 (5): 532–47.
- Manuela Júnior, Wilfred. 2007. "Airline Liberalization Effects on Fare: The Case of the Philippines." *Journal of Air Transport Management* 13 (4): 195–200.
- Nicolae, Mariana, Mazrar Arian, Vinayak Deshpande, and Mark Ferguson. 2016. "Do Bags Fly Free? An Empirical Analysis of Airline Baggage Fees." *Management Science* 62 (12): 3502–20.
- Resende, Bruno César Mariano. 2018. "Estimativas do Efeito da Taxa de Despacho de Bagagem." Rio de Janeiro. <https://hdl.handle.net/10438/25652>.
- Scotti, Davide, and Martin Dresner. 2015. "The Impact of Baggage Fees on Passenger Demand on US Air Routes." *Transport Policy* 42: 1–13.
- Souza, Thiago Cavalcante, Sarah F. Andrade, and Aniram L. Cavalcante. 2019. "Estrutura de Concorrência e Estratégia de Preço no Mercado Brasileiro de Aviação Civil." *RACE – Revista de Administração, Contabilidade e Economia* 18 (3): 565–88.
- Sun, Liyang, and Sarah Abraham. 2020. "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Timing." *Journal of Econometrics* 225 (2): 175–99.
- Villemeur, Alain. 2004. "Airline Deregulation: Efficiency Gains and Distributional Effects." *Transportation Research Part A* 38 (2): 147–65.
- Wittman, Michael, and Peter Belobaba. 2017. "Examining the Growth of Ancillary Revenues in the Airline Industry." *Journal of Air Transport Management* 62: 184–92.

DECLARAÇÃO DE DISPONIBILIDADE DE DADOS

Os dados utilizados neste estudo estão disponíveis mediante solicitação ao autor. Dados adicionais e informações complementares também poderão ser fornecidos para fins de verificação ou replicação. A disponibilização está condicionada à inexistência de restrições de acesso público.

CONTRIBUIÇÕES DE AUTORIA

TC: Conceitualização, Curadoria de dados, Análise formal, Metodologia, Supervisão, Escrita - rascunho original e Escrita - revisão e edição.

DM: Conceitualização, Curadoria de dados, Análise formal, Escrita - rascunho original e Escrita - revisão e edição.

CONFLITO DE INTERESSE

O autor declara não ter qualquer conflito de interesse.

EDITOR-CHEFE

Dante Mendes Aldrichi  <https://orcid.org/0000-0003-2285-5694>

Professor - Department of Economics University of São Paulo (USP)