


Análise de Impacto Regulatório dos Acordos de Serviços Aéreos do Brasil



Análise de Impacto Regulatório dos Acordos de Serviços Aéreos do Brasil

FICHA TÉCNICA

BID:

Reinaldo Fioravanti
Coordenação Técnica

Ancor Suarez
Carolina Lembo
Eduardo Café
Karisa Ribeiro
Rodrigo Cruvinel
Equipe Técnica

Victor Gomes
Consultoria Técnica

ANAC:

Daniel Ramos Longo
Chefe da Assessoria Internacional

Rodrigo Ayres Padilha
Coordenação Técnica

Caio Marcello Monteiro Vianna
Talita Armborst
Esa Pekka Tapani Horttanainen
Equipe Técnica

Assessoria de Comunicação Social - ASCOM
Projeto Gráfico e Diagramação

Catálogo na fonte fornecida pela

Biblioteca Felipe Herrera do

Banco Interamericano de Desenvolvimento

Estudo de análise de impacto regulatório dos acordos de serviços aéreos do Brasil / Rodrigo Ayres Padilha; Daniel Ramos Longo; Caio Marcello Monteiro Vianna; Talita Armborst; Esa Pekka Tapani Horttanainen; Reinaldo Fioravanti; Ancor Suarez Aleman; Carolina Lembo; Eduardo Café; Karisa Ribeiro, Rodrigo Cruvinel, Victor Gomes e Silva.

p. cm. — (Monografia do BID ; 514)

Inclui referências bibliográficas.

1. Aeronautics, Commercial-Law and legislation-Brazil. 2. Aeronautics, Commercial-International cooperation. I. Padilha, Rodrigo Ayres. II. Longo, Daniel Ramos. III. Vianna, Caio Marcello Monteiro. IV. Armborst, Talita. V. Tapani Horttanainen, Esa Pekka. VI. Fioravanti, Reinaldo. VII. Suarez Aleman, Ancor. VIII. Lembo, Carolina. IX. Café, Eduardo. X. Ribeiro, Karisa. XI. Cruvinel, Rodrigo. XII. Gomes e Silva, Victor. XIII. Banco Interamericano de Desenvolvimento. Divisão de Transporte. XIV. Série.

IDB-MG-514

Códigos JEL: R41; R42, R48

Palavras-chave: Transporte Aéreo; Acordos internacionais de Serviços Aéreos; Impacto Regulatório; Brasil.

Copyright © 2017 Banco Interamericano de Desenvolvimento. Esta obra está licenciada sob uma licença Creative Commons IGO 3.0 Atribuição-NãoComercial-SemDerivações (CC BY-NC-ND 3.0 IGO) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) e pode ser reproduzida com atribuição à ANAC e ao BID e para qualquer finalidade não comercial. Nenhum trabalho derivado é permitido.

Qualquer controvérsia relativa à utilização de obras do BID que não possa ser resolvida amigavelmente será submetida à arbitragem em conformidade com as regras da UNCITRAL. O uso do nome do BID para qualquer outra finalidade que não a atribuição, bem como a utilização do logotipo do BID serão objetos de um contrato por escrito de licença separado entre o BID e o usuário e não está autorizado como parte desta licença CC-IGO.

Note-se que o link fornecido acima inclui termos e condições adicionais da licença.

As opiniões expressas nesta publicação são de responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a posição do Banco Interamericano de Desenvolvimento, de sua Diretoria Executiva, ou dos países que eles representam.



Sumário

1. Introdução	7
2. A evolução da política regulatória e o desempenho recente do mercado aéreo internacional brasileiro	9
2.1. Histórico recente da regulação do transporte aéreo internacional brasileiro	9
2.1.1. Evolução do marco regulatório brasileiro para o transporte aéreo internacional	9
2.1.2. Consequências do novo marco regulatório brasileiro para o transporte aéreo internacional: a evolução dos Acordos sobre Serviços Aéreos	12
2.1.3. Acordos internacionais sobre Serviços Aéreos: os casos de Argentina, Chile, EUA e Portugal	14
2.2 O desempenho recente do mercado aéreo internacional brasileiro	18
3. Um modelo de demanda para o transporte aéreo internacional brasileiro	25
3.1. Descrição das variáveis e bases de dados	26
3.2 A estimação do modelo econométrico gravitacional	27
3.2.1 O modelo gravitacional (MQO) em logaritmo com dados em painel	30
3.2.2 O modelo gravitacional em quasipoisson	34
4. Análises de robustez do modelo: Testes, simulações e capacidade preditiva na validação dos parâmetros	39
4.1 Testes de robustez preliminares	40
4.1.1 Resultados dos testes de robustez preliminares	42
4.2 Previsões “fora-da-amostra”	44
4.3 Simulações com o Índice de Restritividade	46
4.4 Conclusões	50
5. Aplicações do modelo para o impacto regulatório dos ASAS no Brasil	51
5.1. Discussão dos resultados principais	51
5.2 A aplicação do modelo aos ASAs negociados pelo Brasil	55
5.3. Simulação do modelo	56
5.3.1. Estimação do efeito “ex-post” da liberalização dos ASAs no Brasil	56
5.3.2. Adoção generalizada dos Acordos de Céus Abertos em 2014	57
5.3.3. Breve comparação com resultados da literatura mundial	57
6. Conclusão	59
Referências	61
Anexo	63

1. INTRODUÇÃO

A aviação internacional brasileira cresceu de forma acelerada durante os últimos quinze anos, saltando de 8,1 milhões de passageiros em 2000 para 20,6 milhões em 2014. Neste período, a mudança regulatória promovida no setor foi transformadora: de uma política indireta de liberalização do mercado aéreo sul-americano, com o Acordo de Fortaleza no final da década de 1990¹, para a política atual de negociação dos Acordos de Céus Abertos.

O objetivo deste estudo é apresentar a metodologia e estimação da primeira versão de um modelo de impacto regulatório dos Acordos internacionais de Serviços Aéreos (ASAs) celebrados pelo Brasil. O modelo tem o intuito de testar a hipótese de que a mudança regulatória no transporte aéreo internacional brasileiro foi um dos determinantes do crescimento do mercado no passado recente. A potencialidade de aplicação do modelo estimado em avaliar os impactos das negociações (ou renegociações) futuras também é discutida, assim como melhorias em versões posteriores do modelo na eventualidade do acesso a novas e mais detalhadas bases de dados.

¹ O Acordo de Fortaleza (Dez/96) permite aos países signatários a liberdade de capacidade em rotas sub-regionais que não estiverem sendo operadas por intermédio dos acordos bilaterais (ou seja, rotas não-troncais). São signatários a Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Paraguai, Peru e Uruguai. O decreto que promulgou o acordo pode ser encontrado em: www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/D3045.htm.



2. A EVOLUÇÃO DA POLÍTICA REGULATÓRIA E O DESEMPENHO RECENTE DO MERCADO AÉREO INTERNACIONAL BRASILEIRO

2.1. Histórico recente da regulação do transporte aéreo internacional brasileiro

2.1.1. Evolução do marco regulatório brasileiro para o transporte aéreo internacional

Até meados da década passada, o mercado de transporte aéreo internacional brasileiro foi submetido a uma política regulatória bastante restritiva. As diretrizes regulatórias do setor não permitiam que a oferta de serviços de transporte aéreo e as tarifas cobradas pelas empresas fossem regidas pela livre oferta e demanda de mercado. As restrições atingiam as principais cláusulas operacionais dos ASAs: número de voos que poderiam ser oferecidos (capacidade), aeroportos e rotas (quadro de rotas), direitos de embarque e desembarque de passageiros em diversos pontos das rotas (direitos de tráfego), número de empresas que poderiam operar (designação de empresas), preços das passagens que poderiam ser oferecidas aos passageiros (tarifas) e acordos comerciais de compartilhamento de voos entre empresas de países diferentes (código compartilhado).

A partir da Lei nº 11.182, de 27 de setembro de 2005, que criou a Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC)² e inseriu dentre suas atribuições a competência para negociar os acordos e tratados que versassem sobre o transporte aéreo internacional³, novas diretrizes regulatórias foram implementadas, alterando significativamente a evolução do setor de transporte aéreo internacional no Brasil.

No tocante ao segmento doméstico do transporte aéreo, o Art. 48, § I, da Lei 11.182/2005, assegurou às empresas concessionárias de serviços aéreos a liberdade de exploração de quaisquer linhas aéreas, observada apenas a capacidade operacional dos aeroportos e as normas de serviço adequado expedidas pela Agência. Adicionalmente, o Art. 49 do mesmo instrumento legal estabeleceu o regime de liberdade tarifária na prestação de serviços aéreos regulares, atribuindo às empresas concessionárias a prerrogativa para definir as tarifas cobradas pelos serviços oferecidos. Em resumo, o novo marco legal transferiu às empresas aéreas o poder para decidir sobre sua própria oferta, permitindo que tal decisão se baseasse apenas em sua estrutura de custos e sua estratégia comercial.

No que se refere ao segmento internacional, não houve definição, na Lei 11.182/2005, sobre quais parâmetros normativos orientariam a atuação da ANAC na regulação econômica do setor.

2 O texto completo da lei pode ser consultado em: www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2005/Lei/L11182.htm.

3 Nos termos da Lei 11.182/2005, Art.8º, inciso V e Decreto nº 5.731/2006, Anexo, Art. 24º, inciso IV.

Assim sendo, a Lei 11.182/2005 foi complementada por outros instrumentos normativos, os quais serviram para compor o marco regulatório que atualmente instrui a atuação da Agência na disciplina do transporte aéreo internacional. Dentre tais instrumentos normativos, merecem particular destaque os que seguem:

- i. Resolução CONAC nº 007, de 20 de julho de 2007⁴, que define diretrizes para o mercado de transporte aéreo internacional; e
- ii. Decreto nº 6.780, de 18 de fevereiro de 2009, que institui a Política Nacional de Aviação Civil (PNAC).

Aprovada pelo Conselho de Aviação Civil (CONAC), órgão de assessoramento da Presidência da República para a formulação da política de ordenação da aviação civil⁵, a Resolução CONAC 007/2007 prevê em suas diretrizes a mudança na política de designação de empresas, que anteriormente restringia o número de companhias aéreas que cada país podia indicar para operar em determinado mercado internacional, bem como o estímulo à concorrência com vistas à reduzir os preços das passagens aéreas. A seguir, são transcritas algumas diretrizes consignadas no referido instrumento regulatório:

“(1.1) A expansão do transporte aéreo deve ser promovida, por meio de Acordos de Serviços Aéreos, com vistas a aumentar o fluxo de pessoas e mercadorias entre os países.”

“(1.3) Será adotada a política de múltipla designação de empresas, obedecido o previsto nos respectivos Acordos de Serviços Aéreos.”

“(1.5) Nas negociações de Serviços Aéreos, devem ser buscadas condições que possam promover a modicidade dos preços para os usuários, por meio do incentivo à concorrência entre as empresas.”

(Grifos nossos)

A Resolução CONAC 007/2007 institui, ainda, diretrizes específicas para o mercado sulamericano, promovendo a liberalização do número de voos e das rotas na região, conforme pode-se ver nos excertos abaixo:

“(3.3) Promova, por ocasião das negociações dos Acordos de Serviços Aéreos, a expansão da capacidade entre os países da América do Sul, de modo que não haja restrição de oferta para este segmento do mercado internacional intra-regional.”

“(3.4) Promova estudos sobre a possibilidade de ampliação das liberdades do ar no mercado intra-regional da América do Sul.”

4 O texto completo da Resolução pode ser encontrado aqui: www2.anac.gov.br/biblioteca/CONAC/resolucao007_07.pdf.

5 Decreto 3.564, de 17 de agosto de 2000, Art. 1º.

Outro importante instrumento do marco regulatório brasileiro para o transporte aéreo internacional foi a Política Nacional de Aviação Civil (PNAC), instituída por meio do Decreto 6.780/2009⁶. Em sua Seção 3.5, um conjunto de ações estratégicas foi previsto com vistas a estimular a aviação civil. Dentre tais ações, destacam-se as seguintes:

- i. Promover a expansão do transporte aéreo internacional com vistas a aumentar o fluxo de pessoas e mercadorias entre o Brasil e outros países.
- ii. Estimular a expansão dos serviços, para atender ao maior número de localidades.
- iii. Incentivar o desenvolvimento dos serviços aéreos internacionais como vetor de integração com os demais países.
- iv. Estimular a concorrência no setor de aviação civil.**
- v. Estimular a competição nos serviços, de forma a possibilitar o acesso a maior parcela da população.
- vi. Buscar a redução das barreiras à entrada de novas empresas no setor.
- vii. Estabelecer diretrizes que confirmam ao mercado o papel de equilibrar a oferta e a demanda, prevalecendo a liberdade tarifária nos serviços de transporte aéreo.**
- viii. Aperfeiçoar mecanismos de negociação buscando evitar restrições à oferta nos serviços aéreos internacionais e estimular o comércio, o turismo e a conectividade do Brasil com os demais países.**

(Grifos nossos)

Conforme pode ser visto, a PNAC estabeleceu como objetivos regulatórios a promoção do desenvolvimento dos serviços aéreos internacionais e a ampliação do tráfego de pessoas e bens. Segundo a PNAC, tais objetivos devem ser alcançados por meio do incentivo à concorrência e da eliminação de eventuais restrições de capacidade, e assim ampliou para outros mercados a diretriz consignada na Resolução CONAC 007/2007 referente ao mercado sulamericano. Nos termos previstos da PNAC, a ampliação da capacidade deve ser promovida de modo a eliminar quaisquer restrições à oferta de serviços de transporte aéreo.

Além disso, a PNAC foi explícita ao conferir ao mercado a função de equilibrar oferta e demanda por serviços de transporte aéreo. Segundo entendimento derivado dos termos inscritos na PNAC, o aumento do bem estar do consumidor de transporte aéreo será consequência da conquista de maior eficiência econômica e operacional por parte das empresas aéreas. Destaque-se, ainda, a menção feita pela PNAC à prevalência do princípio da liberdade tarifária nos serviços de transporte aéreo. Consagrou-se, assim, a prerrogativa das empresas aéreas para definirem o valor das tarifas cobradas pelos serviços ofertados no mercado.

⁶ O texto completo do decreto pode ser consultado em: www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2009/Decreto/D6780.htm.

Ademais dos dispositivos normativos citados, cumpre mencionar, ainda, a Resolução CONAC 01/2010, que dispõe sobre o mercado de transporte aéreo internacional entre Brasil, continente africano e Índia, bem como a Resolução CONAC 02/2010, que define diretrizes referentes ao transporte aéreo brasileiro no mercado intra-regional sulamericano. Tais resoluções reforçam as orientações previstas em instrumentos regulatórios citados anteriormente, prevendo a eliminação de restrições à oferta de serviços aéreos e a ampliação do fluxo de pessoas e mercadorias por meio das negociações dos acordos internacionais de serviços aéreos.

2.1.2. Consequências do novo marco regulatório brasileiro para o transporte aéreo internacional: a evolução dos Acordos sobre Serviços Aéreos

A partir do novo marco regulatório brasileiro para o transporte aéreo internacional, a ANAC, responsável pela representação do Governo nas negociações internacionais sobre transporte aéreo, ajustou seu curso de ação de modo a se alinhar às novas diretrizes regulatórias. O impacto imediato desse ajuste foi a intensificação dos esforços negociadores, os quais resultaram em substancial aumento da quantidade de acordos de serviços aéreos celebrados pelo Brasil. Em 2010, o Brasil possuía 73 acordos de serviços aéreos celebrados com outros países – incluindo tratados internacionais e entendimentos firmados no âmbito das autoridades de aviação civil. No final de 2015, esse número havia sido ampliado para 100 acordos⁷. A evolução do número de acordos internacionais de serviços aéreos atua no sentido de ampliar a conectividade internacional do Brasil, provendo o arcabouço regulatório necessário para que novos serviços aéreos possam ser estabelecidos.

Para além do aumento na quantidade, houve também uma alteração qualitativa dos acordos. As regras de acesso a mercados consagradas nos acordos firmados ou revistos a partir de 2010 reduziram significativamente as restrições à oferta de novos serviços, ampliando a concorrência no segmento internacional do transporte aéreo brasileiro.

Em 2011, com o intuito de auxiliar a agenda de renegociações do Brasil, a ANAC passou a adotar uma métrica para o nível de liberalização dos ASAs. Para este fim, foi criado o Índice de Restritividade que atribui uma pontuação às cláusulas operacionais mais importantes dos ASAs, de acordo com o nível de liberalização atingido pelas mesmas. A inspiração para a medida foi o ALI (*Air Liberalization Index*), um índice criado pela Organização Mundial do Comércio em 2006⁸, a partir de um trabalho extenso sobre o mercado aéreo mundial.

O cálculo do Índice de Restritividade da ANAC contempla 6 cláusulas dos ASAs: Quadro de Rotas, Tarifas, Capacidade, Designação de Empresas, Código Compartilhado e Direitos de Tráfego. Cada cláusula é pontuada em uma escala de 1 (mais liberal) a 3 (mais restrito), conforme discriminação na tabela a seguir:

⁷ A lista atualizada dos acordos pode ser obtida aqui: www.anac.gov.br/A_Anac/internacional/acordos-internacionais/1acordos-de-servicos-aereos-1/acordos-bilaterais.

⁸ World Trade Organization (2006). Second Review of the Air Transport Annex: Developments in the Air Transport Sector – Quantitative Air Services Agreements Review (QUASAR). Document S/C/W/270/Add.1, 2006

Tabela 1: Ponderação de acordo com o grau de restritividade do ASA

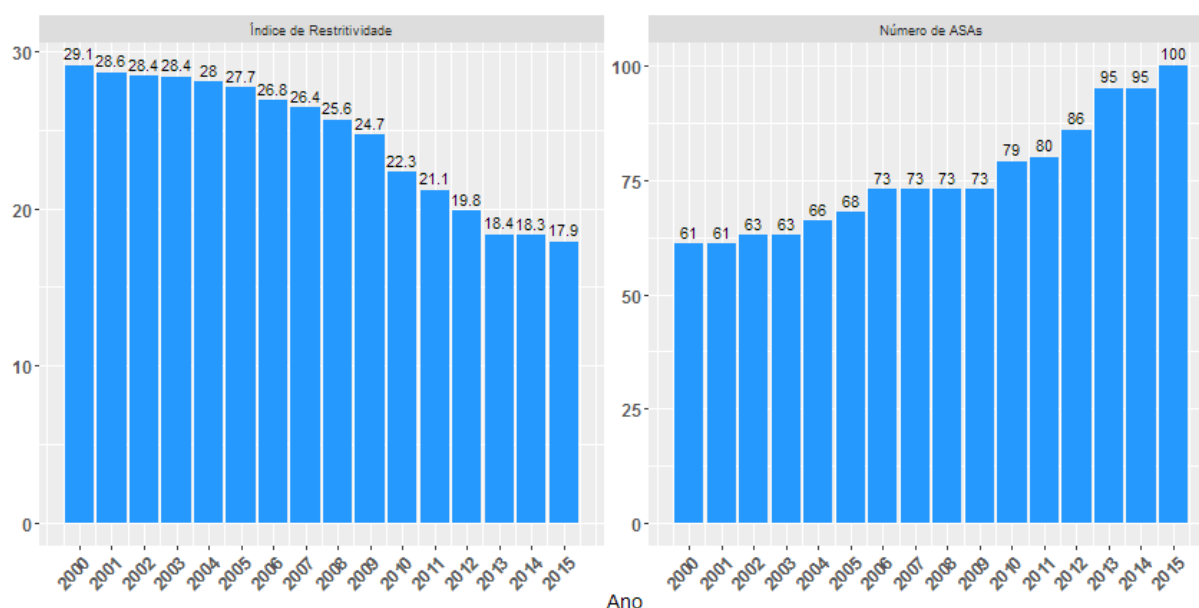
Cláusulas	RESTRITIVO (3 pts.)	INTERMEDIÁRIO (2 pts.)	LIBERAL (1 pt.)
TARIFAS	Dupla aprovação	País de origem	Liberdade tarifária
CAPACIDADE	Pré-determinação	Livre com restrições	Livre determinação
DIREITOS DE TRÁFEGO	1º a 4º	1º a 5º com restrições	1º a 5º (ou superior)
QUADRO DE ROTAS	Restrito	-----	Aberto
CÓDIGO COMPARTILHADO	Cláusula não incluída no ASA	Bilateral ou terceiros países com restrições	Terceiros países
DESIGNAÇÃO	Mono	Dupla	Múltipla

Fonte: ANAC.

O valor pontuado pela cláusula é então multiplicado por um peso (também de 1 a 3) em função da importância relativa dada àquela cláusula à liberalização do mercado⁹. Em consultas com a equipe de negociação dos ASAs à época da definição do índice, foram instituídos pesos iguais a três (Capacidade e Tarifas), dois (Código Compartilhado) e um (Direitos de Tráfego, Quadro de rotas e Designação). Os valores já ponderados das 6 cláusulas são então todos somados para compor o Índice de Restritividade, que pode assumir valores de 11 a 33. Na seção 1 do Anexo a este estudo há a listagem completa dos ASAs e índices de restritividade.

Utilizando a metodologia exposta acima, o Índice de Restritividade foi calculado para todos os ASAs assinados pelo Brasil em cada um dos anos entre 2000 e 2015. Obtendo-se a média simples dos índices de restritividade de todos os acordos houve uma redução de 38,5% no período, conforme pode ser observado no gráfico abaixo.

Gráfico 01: A evolução do transporte aéreo internacional brasileiro 2000-2015: índice de restritividade médio x quantidade de ASA celebrados



Fonte: ANAC.

9 A ANAC estuda uma possível mudança dos pesos atribuídos no cálculo do índice de restritividade, não revisados desde sua criação em 2011.

Nota-se que o número de ASAs firmados pelo Brasil também acompanhou o processo de liberalização crescendo 64% no período.

Outro indicador que ilustra o impacto da mudança no arcabouço regulatório brasileiro para o transporte aéreo internacional é a quantidade de acordos de ‘céus abertos’ celebrados pelo Brasil a partir de 2010. Os acordos de ‘céus abertos’ estabelecem condições flexíveis de acesso a mercados, sendo caracterizados pelas seguintes cláusulas: livre determinação de capacidade; liberdade tarifária; múltipla designação de empresas; quadro de rotas aberto; direitos acessórios de tráfego (5ª e 6ª liberdades); e *codeshare* (compartilhamento de códigos) bilateral e com empresas de terceiros países. O primeiro acordo de céus abertos celebrado pelo Brasil foi com o Zimbábue em 2010. No final de 2015, a quantidade de acordos de ‘céus abertos’ firmados pelo país chegava a 52.

Em que pese a orientação da autoridade de aviação civil brasileira no sentido de flexibilizar as regras de acesso a mercados previstas nos acordos de serviços aéreos, deve-se atentar para o fato de que a celebração de qualquer acordo internacional ocorre a partir do entendimento pactuado entre duas ou mais partes, sendo condição indispensável para a consecução do ato a concordância de todas as partes envolvidas com os termos do acordo em discussão. Em inúmeros casos, não foi possível construir uma convergência de posições suficientemente robusta entre o Governo brasileiro e sua contraparte negociadora de modo que se viabilizasse a formalização de um acordo que refletisse as diretrizes do marco regulatório nacional. Por essa razão, a flexibilização dos acordos internacionais de serviços aéreos celebrados pelo Brasil ocorreu de maneira heterogênea. Alguns países se dispuseram a celebrar acordos cujos termos estivessem alinhados com o marco regulatório brasileiro (i.e. Chile). Outros países, no entanto, mantiveram orientações distintas, evitando alterações nos entendimentos firmados que pudessem implicar maior flexibilidade nas regras de acesso a mercados (i.e. Argentina).

2.1.3. Acordos internacionais sobre Serviços Aéreos: os casos de Argentina, Chile, EUA e Portugal

A presente seção tem por objetivo apresentar a evolução recente dos entendimentos bilaterais firmados entre o Brasil e seus quatro principais parceiros aerocomerciais¹⁰, a saber, EUA, Argentina, Portugal e Chile. A referência aos quatro países tem por objetivo ilustrar a heterogeneidade da evolução dos ASA celebrados pelo Brasil no que toca à flexibilização das regras de acesso a mercados.

¹⁰ O critério utilizado para a seleção dos países mencionados foi a quantidade de passageiros transportados no ano de 2015. Os quatro países com maior participação no tráfego aéreo com o Brasil no ano de 2015 foram os EUA (25,7%), Argentina (14,7%), Portugal (7,4%) e Chile (6,7%).

→ **EUA:**

Em março de 2011, as autoridades de aviação civil de Brasil e EUA assinaram um Memorando de Consultas (MoC) e um novo Acordo de Serviços Aéreos. O novo Acordo assinado se adequou aos moldes tradicionais de um acordo de 'céus abertos', prevendo as seguintes cláusulas: livre determinação de capacidade; direitos de tráfego acessórios (quinta e sexta liberdades); código compartilhado entre as empresas de ambos os países e com empresas de terceiros países; liberdade tarifária; quadro de rotas aberto; e múltipla designação de empresas. Em relação à cláusula de capacidade, acordou-se um aumento gradual de capacidade (*faseamento*) até outubro de 2014, com previsão de liberdade de capacidade, sem restrições, a partir de outubro de 2015, condicionada à entrada em vigor do Acordo. Entretanto, como o Acordo ainda não entrou em vigor, estão em vigor as cláusulas regulamentares da última etapa do faseamento.

Cabe ressaltar que o faseamento em questão, acordado em 2011, foi estabelecido de modo a conferir estabilidade regulatória aos mercados. Nesse intuito, foram acordados níveis específicos de abertura conforme a localidade dos mercados brasileiros. Dessa maneira, nas localidades em que não havia operações regulares de empresas aéreas brasileiras e americanas, em especial aeroportos fora do eixo Rio-São Paulo, permitiu-se maior flexibilidade dos termos de capacidade. Já nos mercados do Rio de Janeiro e de São Paulo, estabeleceu-se uma abertura mais paulatina.

Conforme a terceira etapa do faseamento firmado, a capacidade atual de serviços mistos do mercado de transporte aéreo Brasil-Estados Unidos está limitada a 301 frequências semanais, com as seguintes restrições: 154 frequências para as empresas de ambos países sem restrições geográficas em pontos no Brasil; 63 frequências em qualquer ponto do Brasil, exceto para pontos na terminal São Paulo-Campinas; e 84 frequências, exceto para pontos dos terminais São Paulo e Rio de Janeiro. Quanto ao mercado americano, não há restrições de pontos de acesso. No que tange ao mercado exclusivamente cargueiro, são permitidas até 105 frequências semanais, sem restrições de pontos em ambos os países.

→ **Argentina:**

A última reunião de consultas aeronáuticas entre Brasil e Argentina ocorreu em outubro de 2006. Desde então, a autoridade de aviação civil argentina não se dispôs a rever os termos dos entendimentos firmados com o Governo brasileiro. Atualmente, o relacionamento aerocomercial entre Brasil e Argentina está disciplinado pelos seguintes termos: (i) quadro de rotas aberto, sem restrições; (ii) direitos de tráfego acessório, prevendo quinta e sexta liberdade; (iii) liberdade tarifária; (iv) múltipla designação de empresas; (v) código compartilhado, incluindo acordos com empresas de terceiros países; (vi) pré-determinação de capacidade, limitada a 133 frequências mistas semanais com qualquer tipo de equipamento. Em que pese se trate de um acordo relativamente flexível, a existência de limites à quantidade de frequências permitidas apõe restrições significativas à ampliação da oferta de serviços aéreos entre os dois países, conforme ficará evidenciado mais adiante.

→ **Portugal:**

O acordo de serviços aéreos entre Brasil e Portugal foi assinado em novembro de 2002. Após sua assinatura, realizou-se reunião de consulta aeronáutica em abril de 2006 e uma troca de correspondências em julho de 2012. Tais discussões, entretanto, ainda que tenham provocado modificações em cláusulas operacionais firmadas anteriormente, não alteraram os termos do acordo assinado em 2002. Atualmente, o relacionamento aeronáutico entre Brasil e Portugal está submetido às seguintes cláusulas: (i) quadro de rotas aberto; (ii) direitos de tráfego acessório de quinta e sexta liberdade, com restrições; (iii) regime de tarifas de dupla aprovação; (iv) dupla designação; (v) código compartilhado entre empresas de ambos os países, incluindo, ainda, empresas de terceiros países; (vi) pré-determinação de capacidade, limitada a 87 frequências mistas semanais, com inúmeras restrições regionais.

Conforme se pode perceber, os termos do acordo firmado entre Brasil e Portugal apõem inúmeras restrições à livre oferta de serviços aéreos entre os dois países. Ressalve-se, no entanto, que a evolução do ASA celebrado com Portugal foi prejudicada pelo início das discussões entre o Governo brasileiro e a Comissão Europeia para a celebração de um Acordo Abrangente de Serviços Aéreos que abarcasse todos os países da União Europeia. Tal Acordo Abrangente – que não chegou a ser assinado pelas partes – se sobreporia aos acordos de serviços aéreos bilaterais firmados entre Brasil e países do bloco europeu, instituindo um arcabouço normativo único para a disciplina dos serviços de transporte aéreo entre o Brasil e os países que integram o bloco.

Iniciada em 2010, a negociação entre Brasil e União Europeia foi inaugurada com a discussão de um Acordo sobre Certos Aspectos dos Serviços Aéreos (“Acordo Horizontal”). Por meio desse acordo, assinado em março de 2010, o Brasil reconheceu a possibilidade de um Estado Membro da União Europeia designar uma empresa aérea oriunda de outro país do bloco para operar serviços de transporte aéreo internacional entre o Brasil e a Europa. A partir da assinatura do Acordo Horizontal, as autoridades aeronáuticas de Brasil e União Europeia avançaram nas tratativas para a celebração de um Acordo Abrangente. Entretanto, as negociações não evoluíram como originalmente esperadas, não sendo possível ainda a definição de um arranjo satisfatório para ambas as partes. No decorrer das tratativas entre o Governo brasileiro e os países do bloco europeu, as discussões bilaterais entre o Brasil e os países europeus permaneceram estagnadas, motivo pelo qual não foi possível avançar nas negociações com a autoridade portuguesa.

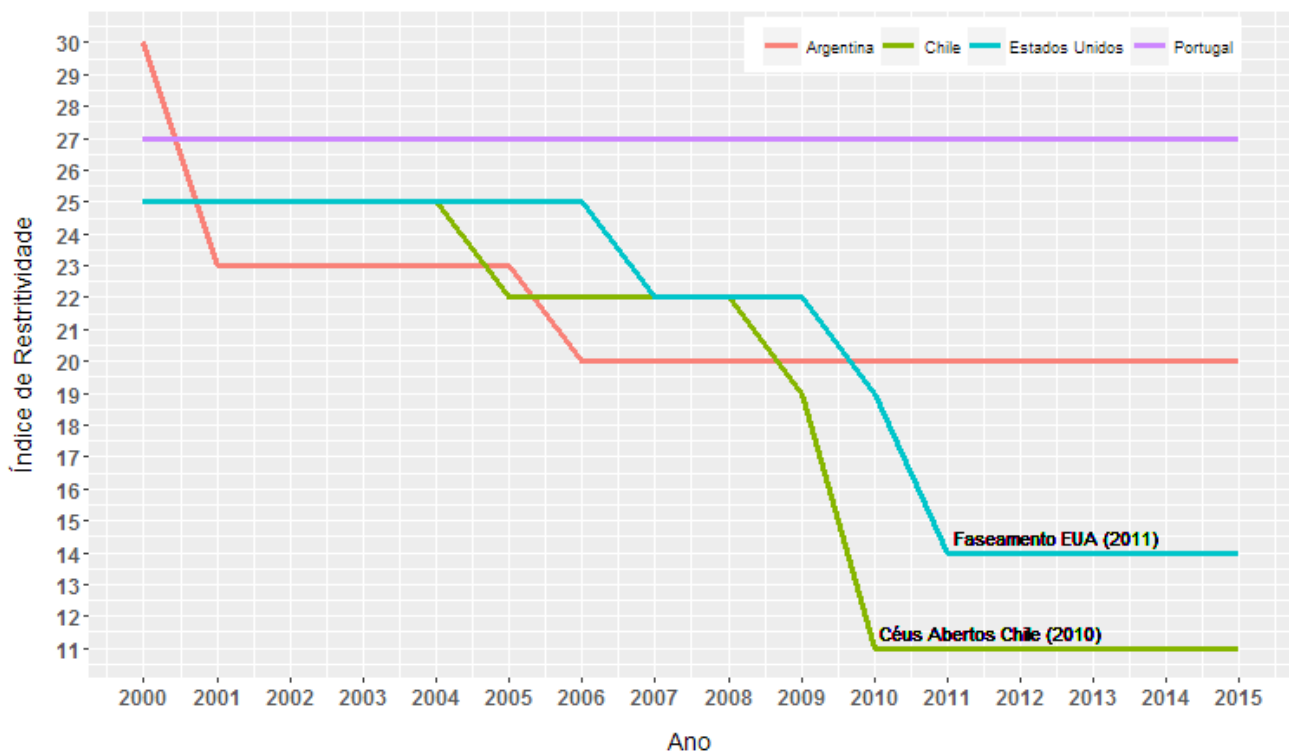
→ **Chile:**

O relacionamento aerocomercial entre Brasil e Chile é atualmente disciplinado pelo ASA assinado em julho de 2009. Os entendimentos firmados entre o Governo brasileiro e o Governo chileno se alinham aos termos de um acordo de ‘céus abertos’ tradicional, havendo a previsão de livre determinação de capacidade, liberdade tarifária, múltipla designação de empresas, direitos de tráfego acessório, quadro de rotas aberto e código compartilhado com empresas de terceiros

países. Os entendimentos, portanto, se adequam às previsões consignadas no marco regulatório nacional, não existindo restrições substanciais à oferta de serviços aéreos e à concorrência entre as empresas aéreas.

O gráfico 02 abaixo ilustra a evolução recente dos entendimentos aeronáuticos bilaterais firmados entre o Brasil e cada um dos países anteriormente citados. Conforme demonstrado, os acordos com Portugal e Argentina avançaram pouco nas negociações durante período, mantendo restrições de capacidade e tarifas (Argentina) e, adicionalmente, em Direitos de Tráfego, Código Compartilhado e Designação (Portugal). Por outro lado, o Chile celebrou um acordo de 'céus abertos' com o Brasil em 2010 e os EUA caminham nesta direção com o faseamento das frequências iniciado em 2011.

Gráfico 02: Evolução do Índice de Restritividade dos ASAs celebrados com EUA, Argentina, Portugal e Chile (2000-2014)

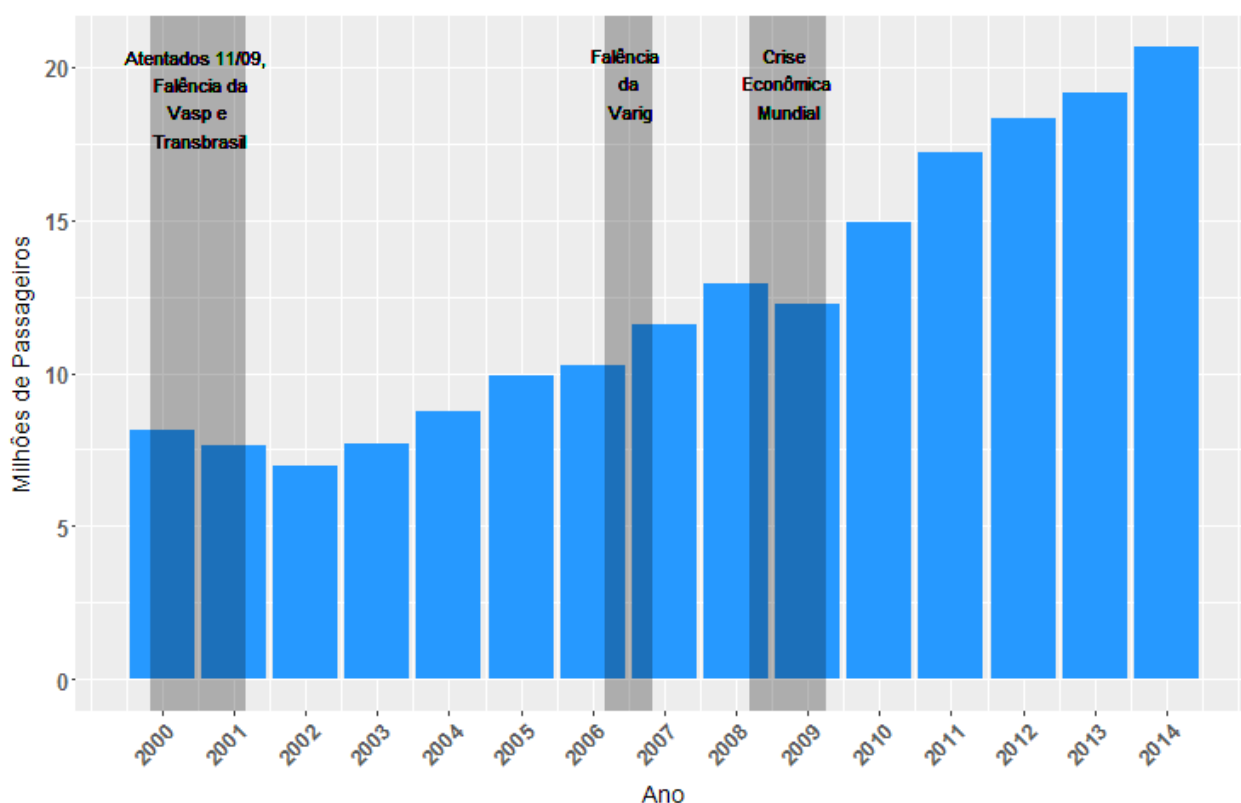


Fonte: ANAC.

2.2 O desempenho recente do mercado aéreo internacional brasileiro

O mercado aéreo internacional brasileiro apresentou um crescimento expressivo nos últimos 15 anos, não obstante o período ter sido permeado por crises sucessivas no setor. Em 2014, o Brasil contava com mais do que o dobro do número de passageiros internacionais transportados em 2006. No Gráfico 03, abaixo, podemos observar a evolução anual do número de passageiros internacionais transportados¹¹ com origem ou destino no Brasil desde o ano 2000.

Gráfico 03: A evolução do transporte aéreo internacional brasileiro 2000-2014



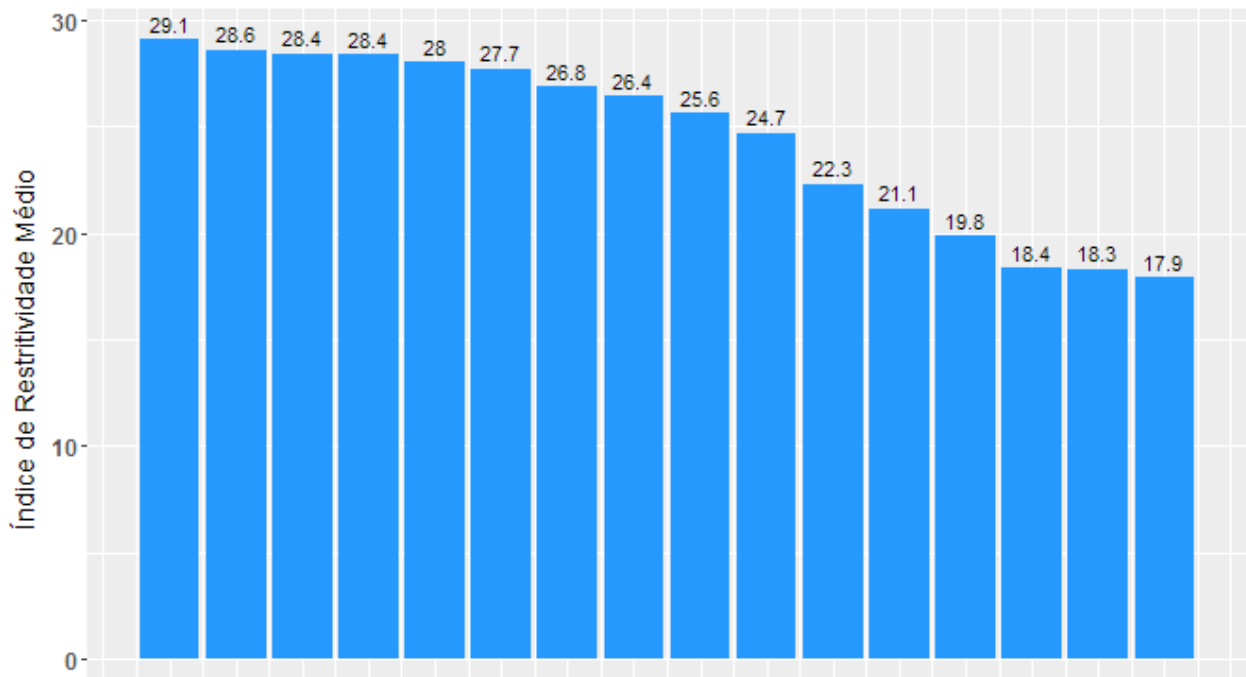
Fonte: ANAC

O Gráfico 03 também mostra que o início do século XXI foi de relativa estagnação no transporte internacional brasileiro, um período afetado pelos atentados terroristas de 11 de Setembro de 2001 e pelas falências sucessivas de empresas brasileiras que operavam voos internacionais (Vasp, Transbrasil e Varig). No entanto, a partir de 2007/2008, o mercado aéreo internacional passa a crescer de forma acelerada, com um breve interlúdio em 2009 devido à crise econômica mundial.

A mudança de tendência observada coincide em linhas gerais com o início do período de implementação da liberalização do mercado aéreo internacional do Brasil, conforme pode-se ver no Gráfico 04, a seguir.

¹¹ A ANAC só passou a recolher dados de empresas não-regulares (empresas que fazem voos charter e não possuem Hotran) a partir de 2010. No intuito de manter a comparação possível com os anos anteriores estes passageiros foram retirados da análise. Os dados de passageiros em voos charter de empresas que também possuem voos regulares encontram-se na base de dados.

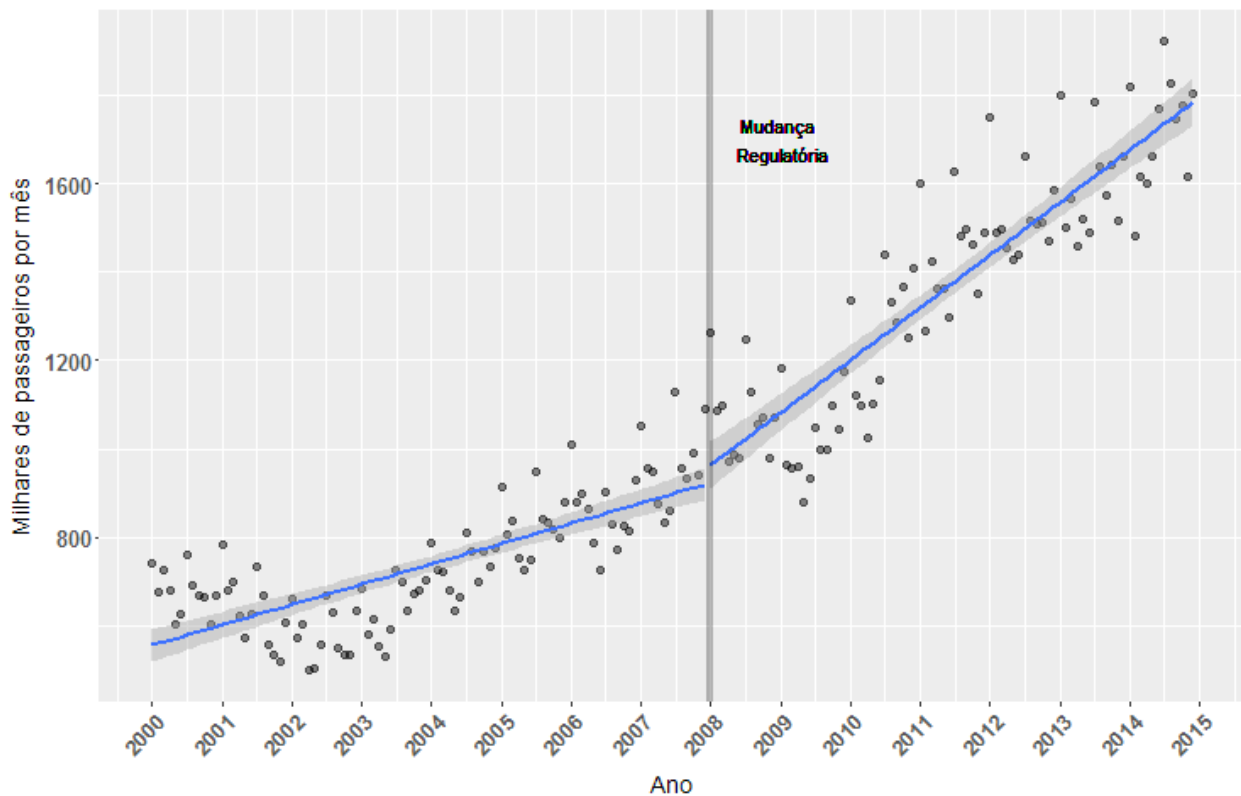
Gráfico 04: Evolução do Índice de Restritividade Agregado dos ASAs celebrados pelo Brasil



Fonte: ANAC

O período de início da mudança regulatória é difícil de precisar, porém pode-se notar no Gráfico 05 que há uma inflexão no tráfego aéreo internacional que coincide com o período da liberalização.

Gráfico 05: Quebra de tendência no transporte aéreo internacional do Brasil?



Fonte: ANAC

A quebra de tendência é projetada no gráfico acima com a estimação de duas regressões lineares simples¹², onde o número de passageiros internacionais em cada mês é uma função crescente do tempo. O objetivo é identificar uma possível mudança de tendência no crescimento do tráfego entre os períodos antes e após 2008; nota-se inflexão positiva no momento posterior. Embora a data de corte seja relativamente arbitrária, a conclusão não se modifica com a escolha dos anos de 2007 ou 2009 como data de quebra¹³.

As mudanças ocorridas desde a adoção da liberalização do transporte aéreo internacional não podem ser creditadas ao novo marco regulatório por intermédio apenas da análise gráfica; o Brasil e os seus parceiros passaram por diversas transformações em suas economias e relacionamentos comerciais neste período, que devem ser levadas em conta em uma análise mais aprofundada. No entanto, é possível apresentar evidências preliminares de que a liberalização vem surtindo efeitos positivos para o mercado brasileiro.

No Gráfico 06, pode-se observar a evolução histórica dos quatro maiores mercados internacionais de aviação do Brasil em número de passageiros transportados.

Gráfico 06: Os quatro maiores mercados aéreos internacionais do Brasil



Fonte: ANAC

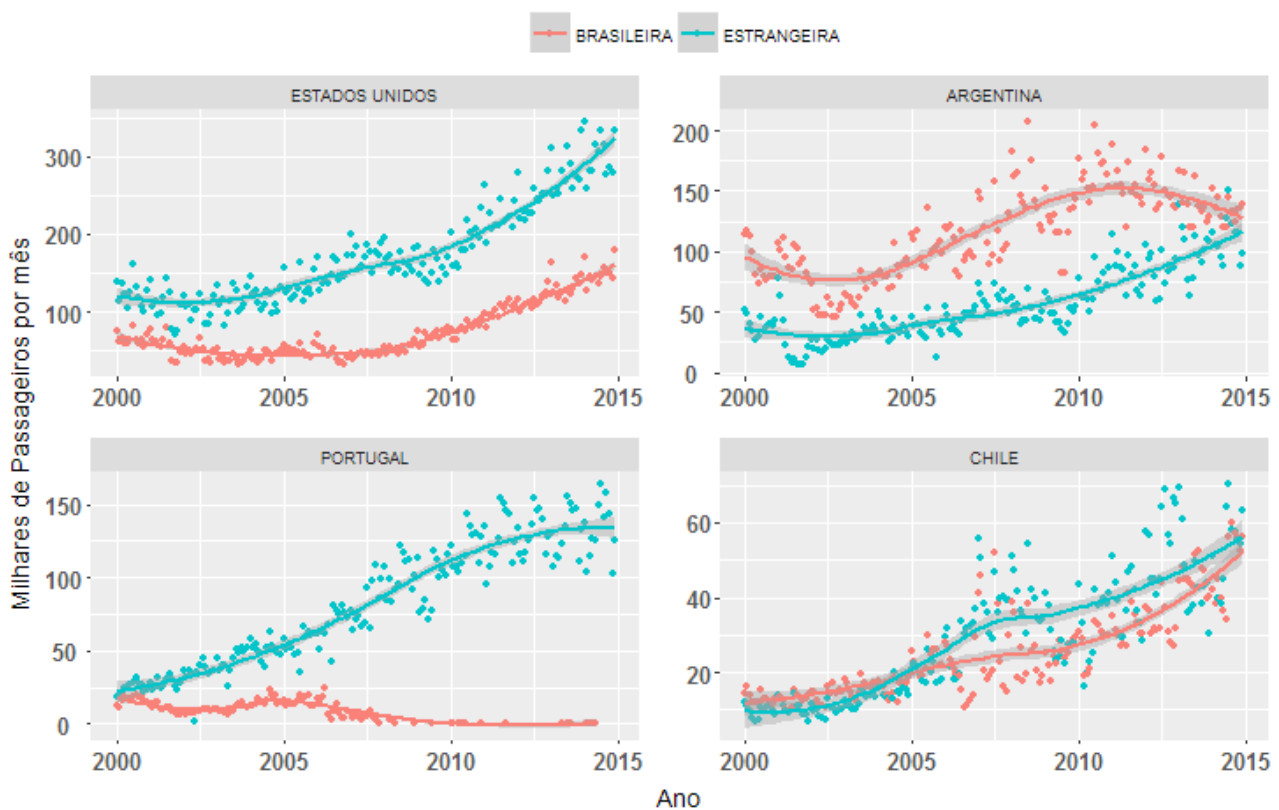
¹² A regressão é apenas uma análise de tendência linear: $Pax_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t$ onde t é o mês-ano. A regressão é estimada com dados anteriores a 2008 e novamente com dados a partir de 2008,

¹³ O valor foi captado estatisticamente adicionando-se uma variável binária para os períodos antes e depois da quebra (ver resultado na seção 2 do Anexo). A determinação exata da data de quebra estrutural em séries temporais é um tópico complexo em econometria e não será abordado aqui.

A comparação da evolução dos mercados nos indica que, no período mais recente, enquanto os mercados dos EUA e do Chile observaram um crescimento elevado (respectivamente 106,2 % e 54,7% entre 2008 e 2014) e mantiveram tendência de alta para o futuro, os mercados da Argentina e Portugal cresceram menos (20,7% e 30%, respectivamente, entre 2008 e 2014) e apresentam relativa estagnação. Os dois primeiros países liberalizaram seus acordos com o Brasil enquanto os últimos ainda sofrem limitações importantes de oferta, conforme demonstrado no Gráfico 02, exposto anteriormente.

Da mesma forma, a liberalização parece ter impactado positivamente a operação das empresas brasileiras, que continuaram a crescer após a liberalização. Já os mercados restritos impuseram limitações ao desenvolvimento das empresas nacionais, como pode ser visto no mercado argentino, cuja participação das empresas brasileiras vem declinando em função da incapacidade de ampliação das frequências ou entrada de novas empresas no mercado¹⁴. O Gráfico 07 desagrega o crescimento nos quatro maiores mercados por nacionalidade da empresa.

Gráfico 07: Maiores mercados por nacionalidade da empresa



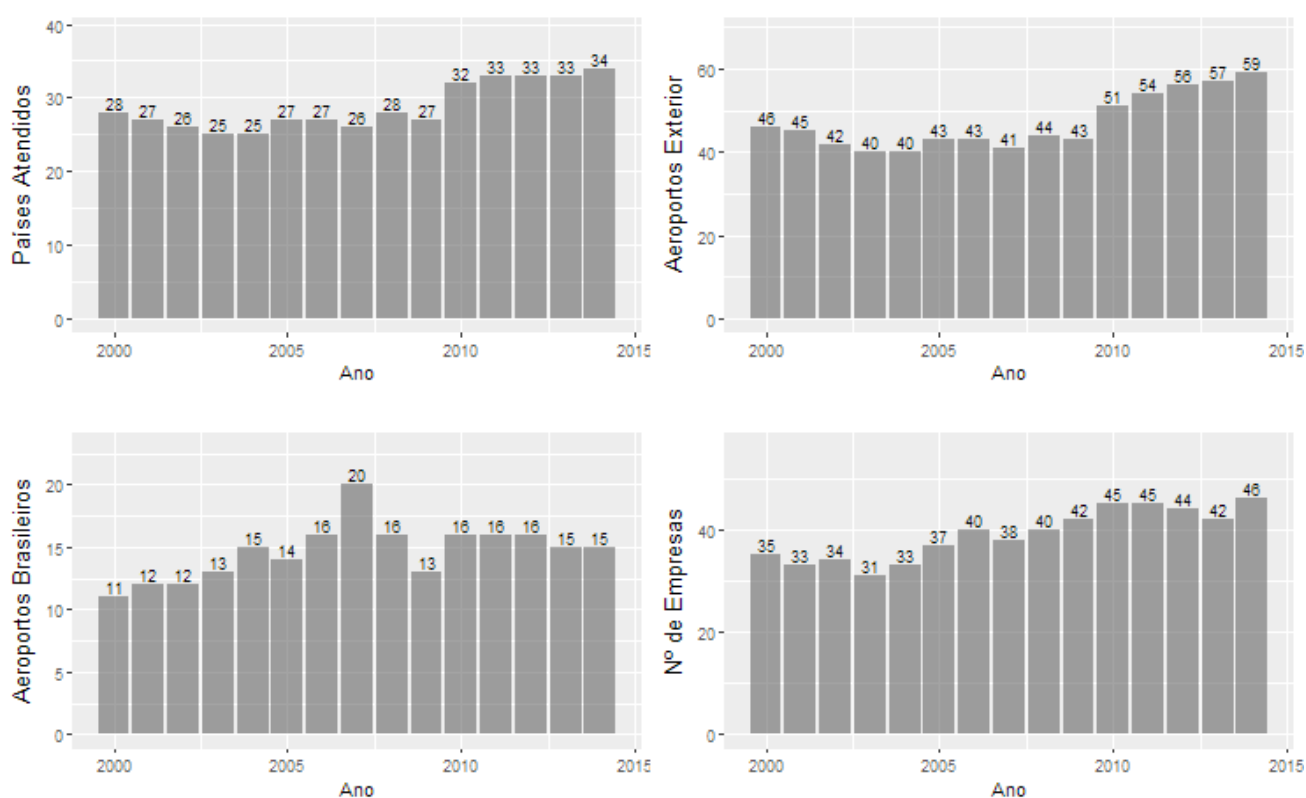
Fonte: ANAC

14 Notadamente empresas de terceiros países passaram a operar no mercado, como Emirates e Qatar Airways.

O período analisado também apresenta uma elevação na conectividade efetiva¹⁵ do transporte aéreo internacional brasileiro como um todo, com destaque para os destinos internacionais e a desconcentração dos voos dos aeroportos internacionais no Brasil para além do eixo RJ-SP. Entre os aeroportos brasileiros atendidos, houve evolução de 11 em 2000 para 15 em 2014, destacando-se o ano de 2007, quando 20 aeroportos foram efetivamente atendidos.

O aumento do número de empresas operando no Brasil observado no período 2000-2014 (passando de 35 para 46), refletiu na expansão da conectividade brasileira¹⁶ com os demais países: 28 em 2000 para 34 em 2014. Em consequência, ampliou-se também os destinos no exterior, passando de 46 em 2000 para 59 em 2014. O gráfico a seguir apresenta a evolução da conectividade do tráfego internacional.

Gráfico 08: Conectividade Efetiva do transporte aéreo internacional brasileiro



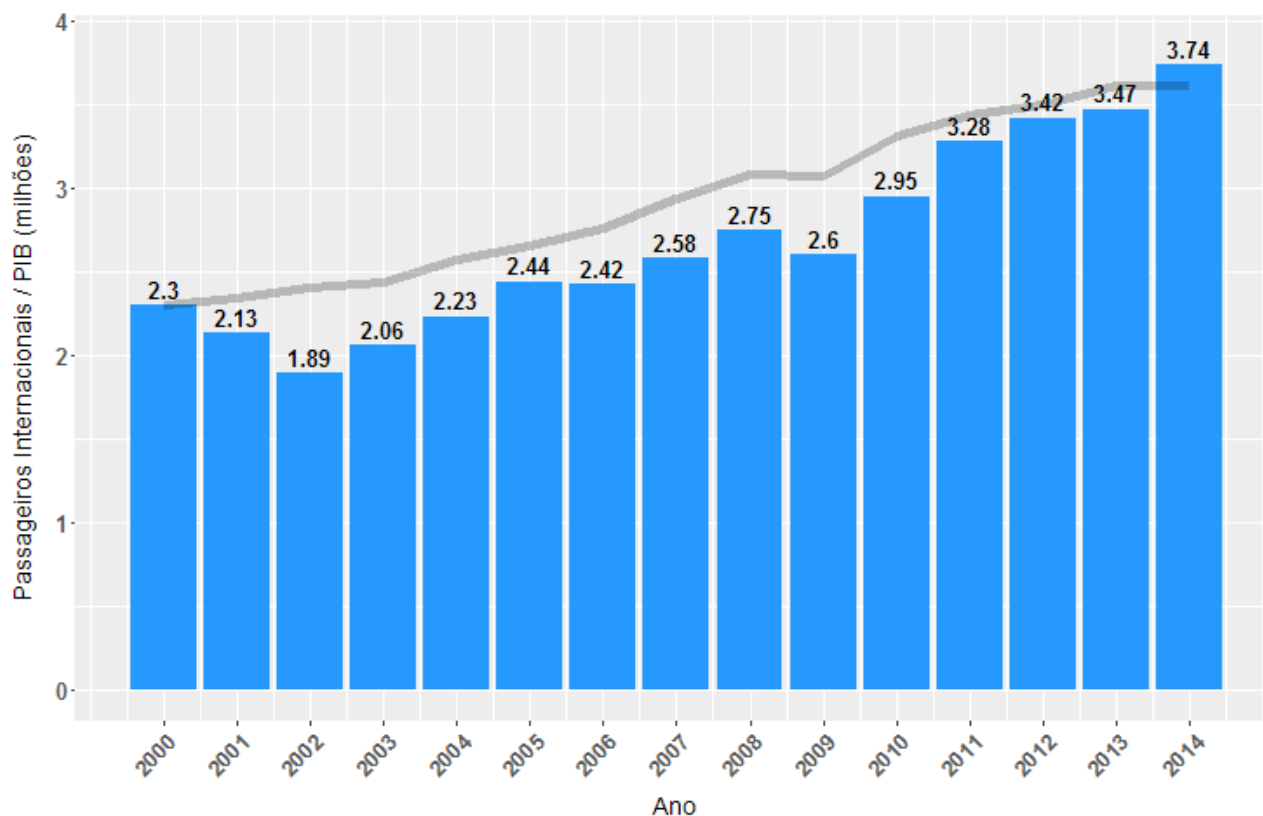
Fonte: ANAC

As evidências dos benefícios da liberalização sobre o posterior crescimento do mercado têm que ser isoladas dos efeitos puramente econômicos. Novamente, a análise preliminar aponta para uma transformação para além da econômica, na medida em que a relação de passageiros internacionais sobre o PIB no Brasil também coincide com o período da mudança regulatória, conforme pode ser visto no gráfico a seguir:

¹⁵ Foi considerado como um aeroporto efetivamente atendido se atingisse pelo menos 10.000 passageiros internacional no ano analisado, o que equivale a pelo menos um voo internacional por semana.

¹⁶ São considerados apenas voos diretos ou com escalas; os voos com conexão no exterior não compõem a base de passageiros da ANAC.

Gráfico 09: Razão entre Passageiros Internacionais e PIB (R\$ milhões)



Fonte: ANAC (passageiros) e IPEA/IBGE (PIB Real em milhões – preços de 2014).

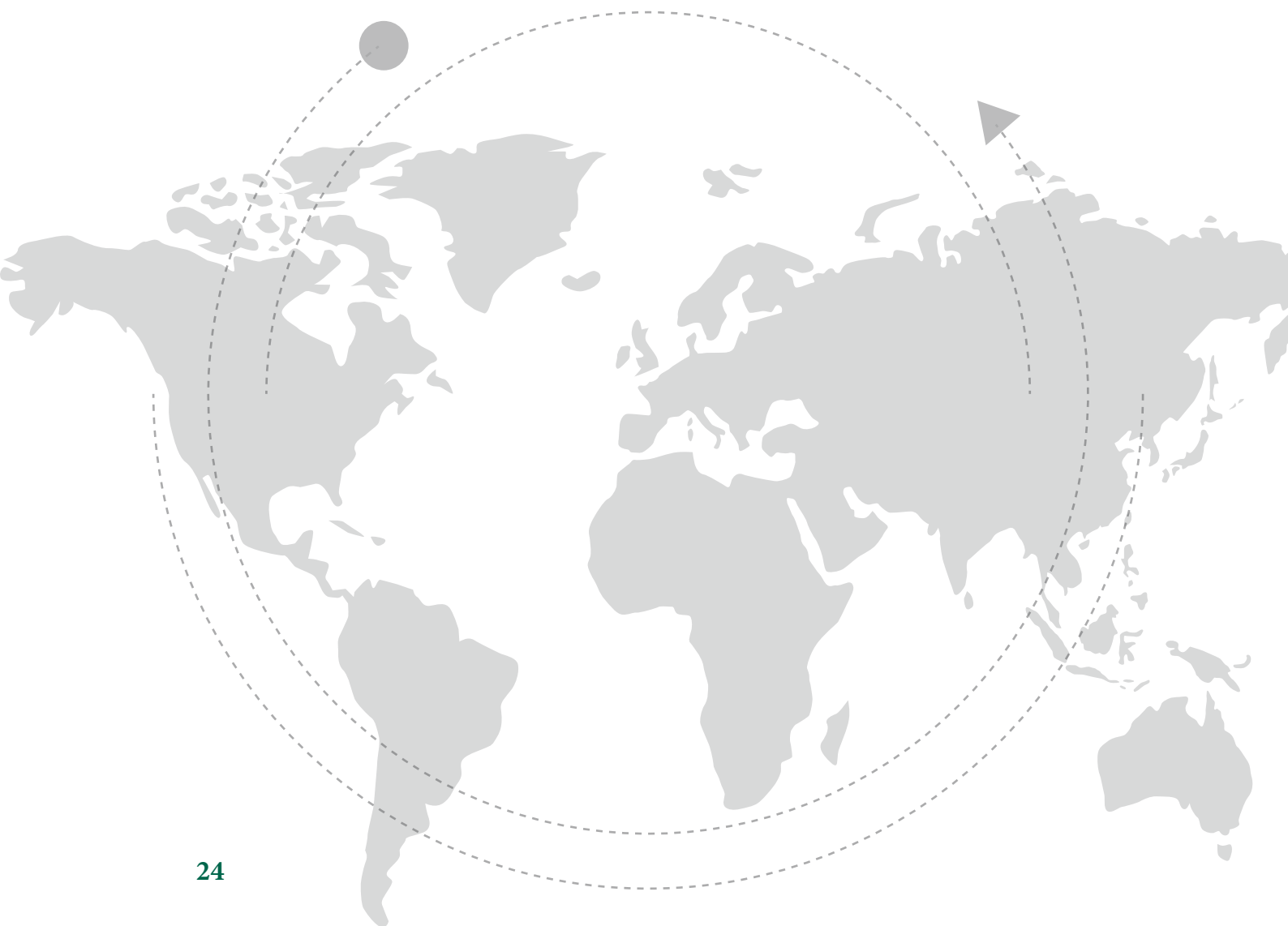
A razão entre o número de passageiros internacionais e o PIB mostra o potencial médio de geração de tráfego com o crescimento da economia: quantos passageiros por ano são esperados a cada milhão de reais. Em países de renda média (como o Brasil) é natural que esta razão cresça ao longo do tempo, dado que o transporte internacional é um bem de “luxo”, ou seja, sua demanda aumenta mais que proporcionalmente ao aumento da renda (ou PIB)¹⁷; a linha translúcida indica qual seria a evolução da relação passageiros/PIB caso a elasticidade-renda da demanda fosse 2¹⁸.

O Gráfico 09 acima mostra que o ritmo se acelerou após a mudança regulatória, indicando uma possível inflexão nesta relação, que pode ter sido induzida por uma redução dos custos através de menores restrições à oferta, propiciada pela liberalização do mercado.

A análise desta seção demonstra que o mercado aéreo internacional brasileiro sofreu uma transformação importante no período recente. A seção seguinte apresenta o modelo econométrico que procura isolar os determinantes do crescimento verificado nos últimos anos e testar a hipótese de que a liberalização do transporte aéreo internacional no Brasil teve papel importante nesta história.

17 Em outras palavras, a elasticidade-renda da demanda por transporte aéreo é superior a 1. Ver, por exemplo, IATA (2008) Tabela 2, pág.9.

18 A elasticidade-renda média de países em desenvolvimento para voos de longo-curso é igual a 2, segundo estimativas contidas em IATA (2008).



3. UM MODELO DE DEMANDA PARA O TRANSPORTE AÉREO INTERNACIONAL BRASILEIRO

A demanda por transporte aéreo internacional de um país é resultante de diversos fatores (econômicos, comerciais, geográficos, históricos, etc) que refletem tanto as características daquele país, quanto os laços que possui com seus parceiros de mercado. Dado o objetivo de se entender o papel da liberalização dos ASAs na demanda por transporte aéreo do Brasil e as limitações impostas pelas bases de dados utilizadas, algumas considerações sobre a definição da unidade de análise são necessárias antes que sejam discutidas as particularidades do modelo adotado.

Os estudos do setor aéreo internacional diferenciam a demanda entre turística (incluindo as visitas de parentes e amigos) e de negócios, cuja sensibilidade às variações de preços e possibilidade de substituição estão sujeitas a determinantes diferentes; porém a natureza dos dados disponíveis da base completa da ANAC (que não contém tarifas internacionais¹⁹) não permite diferenciá-las. Os fatores econômicos que induzem um maior tráfego aéreo, no entanto, não caminham em direções opostas para as demandas turística e de negócios, permitindo que a identificação da demanda por transporte aéreo seja realizada de forma agregada²⁰.

A definição do mercado aéreo como sendo a rota entre duas de cidades também é usual nos estudos de demanda do transporte aéreo internacional, via de regra utilizando bases de dados de mercados maduros das rotas transatlânticas. Entretanto, a ausência de dados de tarifas e outras variáveis socioeconômicas das cidades no exterior, associada ao fato de que a base de dados brasileira tem - na maioria absoluta dos seus mercados bilaterais - apenas uma rota internacional, faz com que a demanda tenha que ser estimada pelo mercado bilateral; até porque na estimação pretende-se identificar o efeito em separado da liberalização dos ASAs, cuja quase totalidade das cláusulas sejam aplicáveis a todo o mercado bilateral e não apenas a uma rota²¹.

Desta forma, para efeitos deste estudo, o mercado é definido com o tráfego anual total de passageiros entre o Brasil e um outro país.

19 A coleta e registro de tarifas internacionais na ANAC só iniciou-se após meados de 2010, através da Resolução 140/2010, portanto não há dados para o período completo do estudo.

20 A diferenciação entre demanda turística e de negócios faz-se necessária quando a demanda é estimada ao nível da rota, onde o fator tarifário e o tempo de viagem cumprem papéis determinantes.

21 A exceção de determinados ASAs que fazem restrições específicas sobre o quadro de rotas, direitos de tráfego e capacidade em alguns aeroportos.

3.1. Descrição das variáveis e bases de dados

Definida a unidade de análise como cada mercado aéreo bilateral, as variáveis utilizadas no modelo de demanda devem respeitar o mesmo nível de agregação: dados anuais de países. Dentre as variáveis mais importantes, selecionadas em uma revisão de literatura anterior²², são utilizadas na estimação do modelo de demanda:

- Renda per capita: os países com maior renda per capita têm mais passageiros internacionais (ou viagens por habitante) dado que o transporte aéreo internacional – via de regra - se encontra na categoria de bem superior (ou seja, quando a renda dos consumidores aumenta, o transporte aéreo eleva-se mais do que proporcionalmente ao aumento da renda)²³. A variável utilizada é a renda per capita em dólares (ano-base 2005) do Banco Mundial²⁴.
- População: dado o nível de renda per capita do país, quanto maior o número de habitantes, maior o número de passageiros internacionais. A variável utilizada é a população total da base de dados do Banco Mundial²⁵.
- Distância entre os mercados: Quanto maior a distância entre os mercados aéreos, maiores são os custos da viagem, medidos tanto em tempo quanto em dinheiro, tornando a demanda menor. A relação entre distância e número de passageiros pode ser não-linear, dado que para distâncias curtas há substituição de transporte aéreo por outros modais. A variável utilizada é a distância em milhas entre o aeroporto de Guarulhos e o aeroporto de maior tráfego internacional do outro mercado bilateral. Os dados da distância das rotas em milhas foram obtidos através do *Great Circle Mapper*²⁶.
- Comércio bilateral: o volume de comércio internacional entre dois mercados é indutor da demanda de viagens de negócios. A variável utilizada é a corrente de comércio (exportações + importações) do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC)²⁷. O valor é computado em dólares.
- Cláusulas dos ASAs: Os direitos contidos nos ASAs têm influência sobre a demanda de transporte ao restringir ou facilitar a oferta de voos. Os dados dos ASAs foram compilados pela ANAC para a construção do Índice de Restritividade.

22 Ver Nota Técnica 08/2015 GAMI/SRI. Em especial, Piermartini & Rousová (2013).

23 Idem IATA (2008) Tabela 2, pág.9. Note que todas as elasticidade-renda aparecem com sinal positivo.

24 Banco Mundial. *World Development Indicators* (2015) Disponível em: <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>.

25 Idem.

26 Ver www.gcmap.com

27 <http://aliceweb.mdic.gov.br/>

A base de dados de passageiros utilizada é da ANAC e contém dados entre os anos de 2000 e 2014, para 95 países que possuíam ASAs assinados com o Brasil²⁸. Os dados são fornecidos pelas empresas aéreas e consistem em informações por voo, segundo o conceito de passageiros combinados; isto é, a origem e o destino dos passageiros - de voos que envolvem o Brasil - é computada. Dado que não são coletadas informações sobre o bilhete dos passageiros, caso o mesmo contenha conexão no exterior o destino final da viagem não é informado à ANAC, o que implica em viés na análise real de origem e destino final dos passageiros; as formas de evitar este viés são discutidas com maiores detalhes na seção que trata da robustez de estimação do modelo abaixo.

A presença de novos países signatários de ASAs na base faz com que nem todos os mercados possuam dados completos para os 15 anos contemplados no estudo. Por outro lado, os países que possuíam acordos assinados vigentes, mesmo que tivessem zero passageiros em alguns (ou até mesmo em todos) os anos da base, foram incluídos para que não se criasse viés de seleção²⁹. Considerando-se apenas os países que apresentaram número positivo de passageiros durante todo o período, são observados 23 mercados.

Em função da disponibilidade de dados, no modelo da estimação padrão são observados 92 mercados³⁰ com diferentes distribuições de dados ao longo da base, totalizando 1080 observações.

3.2 A estimação do modelo econométrico gravitacional

O primeiro passo da estimação de demanda consiste na determinação do melhor modelo e forma funcional a serem empregados, de acordo com os dados que estão disponíveis para fazê-lo e dos objetivos da estimação; isto é, previsão de curto prazo, identificação de impacto de políticas, etc. Dada a necessidade de se identificar o volume de tráfego em função das variáveis explicativas previamente discutidas e da mudança regulatória que se desenrolou ao longo dos últimos anos, optou-se pela estimação de um modelo gravitacional em painel do transporte aéreo.

O modelo gravitacional é um modelo econométrico de regressão múltipla cuja forma funcional pressupõe que o fluxo entre os mercados depende positivamente da renda dos mesmos e negativamente da distância³¹; as demais variáveis tem os efeitos esperados que foram discutidos na seção anterior. O modelo gravitacional foi escolhido por ser tradicionalmente empregado em análises econométricas de fluxos comerciais, turísticos e de transporte na literatura internacional³².

28 O ano de 2015 não foi utilizado dado que o número de passageiros ainda está sujeito à revisão e, principalmente, porque as demais variáveis utilizadas no modelo não estão atualizadas para este último ano. Os mercados da Sérvia, Bahamas e Vietnã não entram na estimação pois os ASAs só foram assinados em 2015. O mesmo ocorre com Guiné-Bissau e Ilhas Maurício, cujo Memorando de Entendimentos só foi assinado também em 2015.

29 Isto é, os países podem ter tráfego zero pois estão sendo servidos indiretamente por voos de outros mercados (embora o acordo sempre permita a presença de voo direto) ou mesmo não há tráfego relevante entre os países; a exclusão destes países tornaria a amostra enviesada. Já os países que não têm acordo com o Brasil só podem ser servidos necessariamente por intermédio de outros mercados e, portanto, não

30 Não estão incluídos no estudo: Curaçao, Sint Marteen e Guiana Francesa, pela ausência de dados necessários à estimação, diminuindo a base dos 95 para 92 países ao final.

31 O modelo leva este nome em função da lei de gravitação de Newton, que determina que a gravidade é uma força que depende positivamente da massa dos objetos e negativamente da distância entre os mesmos. Na versão econômica, a massa é representada por alguma medida de tamanho dos mercados envolvidos, normalmente o PIB.

32 Por exemplo, ver Grosche et alli (2007).

Caso estivessem disponíveis variáveis mais detalhadas sobre as condições de oferta dos mercados (como as tarifas) seria possível a utilização de modelos econométricos com equações simultâneas, para estimar conjuntamente a demanda e oferta dos mercados, bem como desenvolver Isto é, os países podem ter tráfego zero pois estão sendo servidos indiretamente por voos de outros mercados (embora o acordo sempre permita a presença de voo direto) ou mesmo não há tráfego relevante entre os países; a exclusão destes países tornaria a amostra enviesada. Já os países que não têm acordo com o Brasil só podem ser servidos necessariamente por intermédio de outros mercados e, portanto, não análises de bem-estar. Da mesma forma, os modelos de séries temporais tradicionais (ARMA, ARIMA, etc) não foram utilizados na estimação da demanda, pois o intuito é construir um modelo estrutural e entender os componentes da demanda, não apenas gerar previsões de curto prazo para o tráfego de passageiros³³.

A presença de uma série histórica de 15 anos na base de dados permite que a estimação seja feita em dados em painel (cuja característica principal são observações repetidas ao longo do tempo para os mesmos mercados). Tal fato decorre da possibilidade de que alguma(s) variável(is) esteja(m) sendo omitida(s) do modelo, enviesando os resultados, sendo necessário identificar este efeito não-observável (específico de cada mercado) por meio dos modelos de efeitos fixos em painel³⁴.

A principal hipótese a ser testada na estimação é o impacto da mudança regulatória sobre o número de passageiros transportados. Dado que a liberalização foi feita gradualmente e afetou os mercados parceiros do Brasil de forma desigual (tal como exposto na seção 2.1), a mudança da política regulatória tem que ser mensurada continuamente no período, a partir da flexibilização das restrições que eram impostas às cláusulas dos ASAs.

Embora a negociação dos ASAs remeta a diferentes cláusulas, o mais comum é que o acordo seja liberalizado em diversas dimensões ao mesmo tempo, portanto a identificação dos efeitos em separado das cláusulas exigiria um número muito maior de países na base (dada que a variação de um parâmetro, mantidos os outros fixos, é quase inexistente). Portanto, faz-se necessário agrupar a mudança em um único parâmetro, e para tanto é utilizado o Índice de Restritividade discutido acima na seção 2.

A tabela a seguir apresenta a correlação entre os valores atribuídos às cláusulas dos ASAs que compõem o índice de restritividade. Nota-se que, com exceção dos direitos de tráfego (e talvez da designação de empresas), as cláusulas costumam ser liberalizadas em conjunto. As correlações acima de 50% aparecem em cinza na tabela.

33 Uma breve revisão dos modelos de demanda de transporte aéreo pode ser vista em ICAO (2006).

34 Sob algumas hipóteses mais restritivas, a estimação via efeitos aleatórios é superior ao modelo com efeitos fixos. O teste de Hausman, disponível na seção 2 do Anexo, indica que o modelo de efeitos fixos é mais apropriado no caso do presente estudo.

Tabela 02: Matriz de correlação entre os índices das cláusulas dos ASAs do Brasil

Cláusulas dos ASAs	Quadro de Rotas	Tarifa	Capacidade	Designação	Código Compartilhado	Direitos de Tráfego
Quadro de Rotas	1	0,563	0,559	0,254	0,512	0,056
Tarifa	0,563	1	0,683	0,392	0,573	0,216
Capacidade	0,559	0,683	1	0,227	0,426	0,222
Designação	0,254	0,392	0,227	1	0,416	0,126
Código Compartilhado	0,512	0,573	0,426	0,416	1	0,134
Direitos de Tráfego	0,056	0,216	0,222	0,126	0,134	1

Fonte: ANAC

A utilização de um índice para identificar a mudança regulatória é suscetível a críticas metodológicas quanto aos pesos atribuídos às cláusulas e a inerente arbitrariedade do processo, que poderiam enviesar os resultados. Assim, na seção de robustez do presente estudo, são apresentados os resultados das simulações do modelo com ponderações diferentes para o Índice de Restritividade; é possível afirmar que os resultados do estudo não são afetados sensivelmente pela ponderação atual, seja na direção ou na magnitude dos efeitos encontrados.

Da mesma forma, o impacto da adoção dos acordos de céus abertos torna-se difícil de ser estimado, em função do menor horizonte temporal de comparação (já que este formato de acordo só começou a ser assinado em 2010) e, principalmente, pelo fato de que o acordo de céus abertos costuma ser celebrado com países com os quais o Brasil ainda não possui tráfego direto internacional, enviesando as estimativas para zero. Os testes preliminares não identificaram impacto robusto de uma variável binária indicando a assinatura de um acordo de céus abertos.

Um outro fator importante na estimação é que, na presença de muitas observações nulas³⁵ (zeros) para a variável dependente (número de passageiros), a estimação tradicional por mínimos quadrados ordinários (MQO) pode levar a estimativas enviesadas; uma alternativa discutida na literatura é a estimação via o estimador de quasipoisson³⁶ que não sofre do viés. O estudo apresenta as duas estimações para fins de comparação entre os parâmetros e ajuste do modelo aos dados.

As estimações dos modelos constantes neste estudo foram todas realizadas com o software livre R³⁷.

35 Na estimação padrão são observadas 577 observações nulas e 503 positivas para a variável do número de passageiros transportados.

36 Ver Silva & Terneyro (2006).

37 Disponível em www.r-project.org/. A versão utilizada do software foi a 3.2.2.

3.2.1 O modelo gravitacional (MQO) em logaritmo com dados em painel

A primeira estimação segue o procedimento tradicional dos modelos gravitacionais: a aplicação do estimador de mínimos quadrados ordinários, com as variáveis explicativas e dependentes transformadas em logaritmo natural³⁸. A hipótese adotada é de elasticidade-constante do tráfego de passageiros às variáveis explicativas; isto é, supõe-se que a variação percentual dos determinantes da demanda leve a uma resposta percentual fixa do número de passageiros.

Dada a estrutura de dados em painel, são necessários testes estatísticos para se reconhecer a presença de efeitos fixos individuais (para cada mercado) e/ou temporais (para cada ano) na estimação de demanda por transporte aéreo³⁹.

A presença dos vieses inclusos na base de passageiros (discutidos na seção anterior) faz com que efeitos individuais dos países, para além das características explicitamente incorporadas no modelo como a renda, população e aspectos regulatórios dos mercados, sejam esperados na estimação do modelo.

É importante notar que, em função de todos os mercados envolverem o tráfego bilateral com o Brasil, não podemos incluir na estimação o PIB e a população brasileira como variáveis explicativas, pois estes indicadores apareceriam repetidos para todos os mercados bilaterais em cada ano⁴⁰; o efeito das variações do PIB e população do Brasil já são captados pelas *dummies* anuais no modelo.

Na estimação MQO com efeitos fixos para os mercados são consideradas todas as características daquele mercado que não estejam sendo captadas nas demais variáveis explicativas do modelo. No entanto, ao captar os efeitos fixos dos mercados em uma estimação com dados em painel, o modelo “perde” as informações de variáveis que não sofram mudanças ao longo dos anos dos dados em painel, como a distância entre os mercados⁴¹.

Dado o conhecido problema da estimação em MQO com o valor nulo de passageiros, foi inserida uma variável binária (*dummy*) para captar o efeito particular daqueles períodos em que mercados apresentam número nulo⁴².

38 Dado que as variáveis são transformadas em logaritmo, faz-se necessário transformar primeiro os valores zerados do número de passageiros (já que logaritmo de zero é indefinido). Adota-se a solução usual na literatura de somar 1 aos mercados com valor nulo.

39 Os resultados dos testes F para a comparação dos modelos com e sem efeitos fixos, já indicam a presença dos mesmos, rejeitando a hipótese de que os mercados ou anos não importam na estimação. O resultado aparece na seção 2 do Anexo.

40 Alternativamente poderíamos descartar os efeitos fixos de cada ano e utilizar a população e o PIB brasileiro como variáveis explicativas, mas é improvável que as duas variáveis contemplem todos os efeitos fixos daqueles anos sobre a demanda de transporte aéreo.

41 Na verdade a informação não é perdida, mas sim passa a ser considerada em conjunto de outras características não-observáveis dos mercados presentes no modelo. Na seção 2 do Anexo a este estudo é reproduzida a estimação com apenas efeitos fixos para os anos; lá pode-se notar que o modelo sem efeitos fixos dos mercados (em que pese a possibilidade de variáveis como a distância aparecerem diretamente no modelo) é bastante limitado para explicar o número de passageiros.

42 A variável binária representa as observações onde o número de passageiros é superior a 1 – dado que originalmente os zeros foram transformados em 1 para que pudesse ser realizada a estimação em logaritmo, conforme notado anteriormente.

A equação estimada é portanto:

$$\log(Pax_{it}) = \beta_1 \log(gdpCapita_{it}) + \beta_2 \log(Irest)_{it} + \beta_3 \log(comex_{it}) + \beta_4 \log(populacao_{it}) + \beta_5 (Pax > 1) + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

Onde θ_i é o efeito fixo do mercado i .

Na tabela abaixo são apresentados os resultados da estimação considerando-se os efeitos individuais dos mercados:

Tabela 03: Modelo gravitacional com efeitos fixos para os mercados

	Variável Dependente
	log(Pax)
log(gdpCapita)	0.415* (0.239)
log(Irest)	-0.703*** (0.147)
log(comex)	0.062 (0.056)
log(populacao.x)	3.540*** (0.456)
factor(Pax > 1)	8.175*** (0.095)
Observations	1,080
R2	0.901
Adjusted R2	0.808
F Statistic	462.204*** (df = 19; 969)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

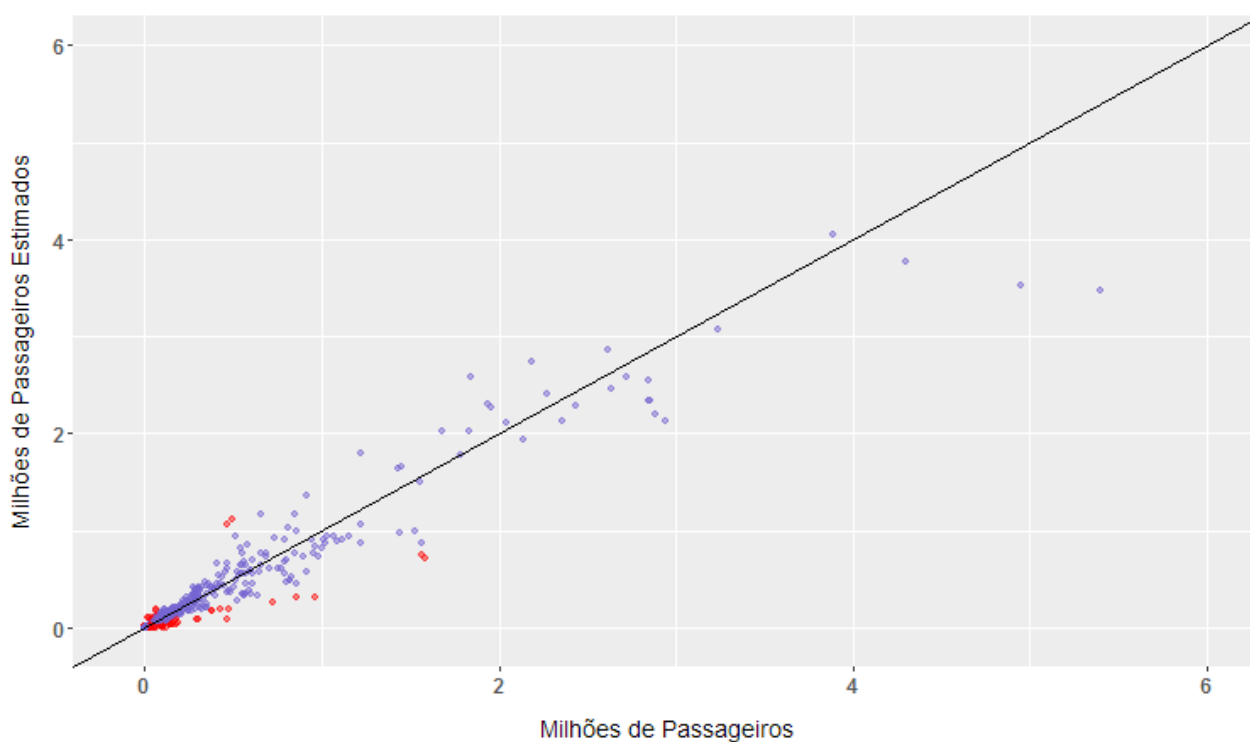
Os resultados apresentam os coeficientes com os sinais esperados: PIB per capita (*gdpCapita*), Comércio (*comex*) e População (*população.x*) com sinais positivos e o Índice de Restritividade (*Irest*) com sinal negativo. No entanto, o comércio exterior não aparece como significativo (e consta com coeficiente bem reduzido), já o PIB per capita é apenas marginalmente significativo. O valor para a *dummy* indicativa de valor positivo de passageiros (*factor(Pax>1)*) também apresenta o sinal positivo esperado.

Dada a estimação transformada em logaritmo, os coeficientes correspondem à elasticidade das variáveis explicativas. Por exemplo, o coeficiente estimado para o Índice de Restritividade (-0.7) implica que a cada 1% de aumento no índice, o número de passageiros transportados naquele mercado deve se reduzir em 0,7% em média.

O Gráfico 10 abaixo mostra que a aderência do modelo de efeitos fixos para os mercados. No eixo vertical aparecem os valores estimados pelo modelo gravitacional enquanto no eixo horizontal estão os valores efetivamente realizados. Portanto, quanto mais próximas da linha diagonal são as observações, melhor é a adequação do modelo aos dados.

Os mercados que aparecem com a cor vermelha no gráfico são aqueles para os quais a diferença entre os valores estimados e os valores verdadeiros é da ordem de 2 vezes ou mais (ou seja, mais que o dobro ou menos do que a metade). Pode-se ver que o modelo não apresenta boa estimação para alguns mercados. De uma forma geral, os desvios maiores concentram-se nos mercados com número inferior a 500 mil passageiros/ano.

Gráfico 10: Modelo gravitacional MQO com efeitos fixos para os mercados

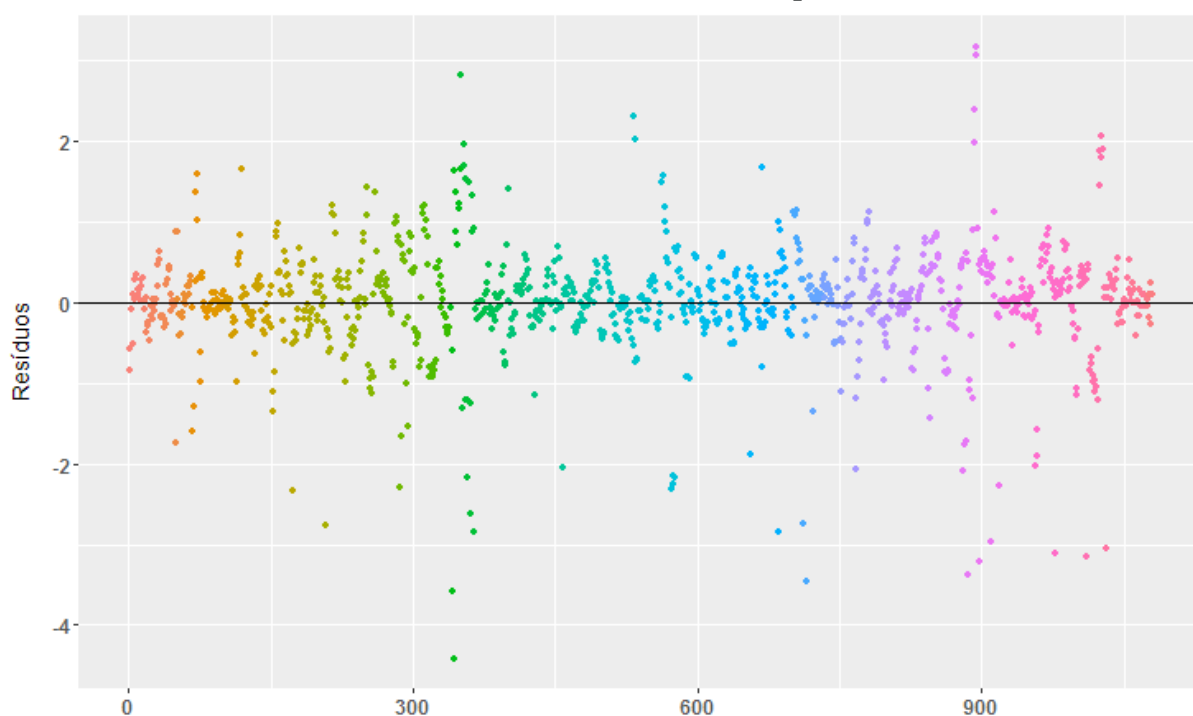


Fonte: Anac

Nota-se porém que, dada a inércia da série de passageiros, o gráfico acima sugere que o modelo apresenta o possível problema de autocorrelação. Ou seja, os valores estimados tendem a apresentar algum grau de correlação ao longo do tempo, com observações sub (super) estimadas sendo seguidas de outras observações também sub (super) estimadas. Isto ocorre mesmo na presença de *dummies* na estimação para cada um dos anos da base de dados.

O problema pode ser melhor visualizado no gráfico abaixo, onde as cores de cada agrupamento de resíduos do modelo representam um mercado ao longo dos anos para os quais há dados na base; caso não houvesse autocorrelação os valores não deveriam seguir qualquer padrão, mas os resíduos aparentam aglomerar-se. A presença de autocorrelação causa problemas para a estimação do erro padrão dos coeficientes, invalidando a significância estatística reportada em alguns casos.

Gráfico 11: Resíduos do modelo de efeitos fixos para os mercados



O teste de autocorrelação de Wooldridge (2002) para modelos em painel com efeitos fixos, não rejeita a hipótese de que os resíduos não sofrem de autocorrelação, assim faz-se necessária a estimação com erros robustos⁴³. Na tabela a seguir são reapresentados os resultados, acrescidos da correção da variância dos erros para os problemas de autocorrelação e heterocedasticidade propostas por Arellano (*robust ARE*) e Newey-West (*robust NW*)⁴⁴.

43 Wooldridge(2002) pp. 274-276. O resultado do teste está na seção 2 do Anexo.

44 As metodologias foram originalmente propostas em Arellano (1987) e Newey-West (1987).

Tabela 04: Modelo gravitacional com efeitos fixos para os mercados (erros robustos)

	Variável Dependente		
	default (1)	robust ARE (2)	robust NW (3)
	log(Pax)		
log(gdpCapita)	0.415* (0.239)	0.415 (0.596)	0.415 (0.316)
log(Irest)	-0.703*** (0.147)	-0.703* (0.363)	-0.703*** (0.206)
log(comex)	0.062 (0.056)	0.062 (0.073)	0.062 (0.047)
log(populacao.x)	3.540*** (0.456)	3.540** (1.399)	3.540*** (0.753)
factor(Pax > 1)	8.175*** (0.095)	8.175*** (0.360)	8.175*** (0.215)
Observations	1,080	1,080	1,080
R2	0.901	0.901	0.901
Adjusted R2	0.808	0.808	0.808
F Statistic (df = 19; 969)	462.204***	462.204***	462.204***
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Os resultados com erros robustos não anulam a significância estatística do Índice de Restritividade, embora no caso da correção proposta por Arellano (1987) ela tenha se reduzido para o nível de significância de 90%. Dentre os demais coeficientes estimados, o PIB per capita não aparece mais como significativo após a adoção dos erros robustos; apenas o coeficiente relativo à população não perde a significância estatística.

Os resultados expõem a fragilidade das estimativas no modelo gravitacional estimado em MQO. Dada a discussão teórica sobre os problemas dos modelos tradicionais em logaritmo na presença de vários mercados com valores nulos, são refeitas as análises na seção de testes de robustez retirando-se essas observações, entre outros testes.

Na seção 3 do Anexo a este estudo são apresentadas também diversas estimações alternativas e/ou adicionais ao estimador MQO que tratam dos problemas de autocorrelação, entrada e saída de mercados e presença de valores nulos na base de passageiros. As estimações do anexo foram realizadas através de consultoria do BID, em revisão ao presente estudo.

3.2.2 O modelo gravitacional em quasipoisson

Uma estimação alternativa ao modelo em MQO é fornecida pelo modelo quasipoisson⁴⁵segundo a proposta de Santos & Terneyro (2006). O modelo possui as vantagens de não ser enviesado na presença de valores nulos, tal como ocorre com o modelo MQO; isto pode ser observado pelo fato de que o somatório das estimativas de passageiros do modelo quasipoisson é idêntico ao somatório dos valores observados (o que não ocorre no modelo MQO em logaritmo).

⁴⁵ Também chamado de estimador pseudo-poisson.

A equação estimada é apresentada abaixo. Nota-se que o valor de passageiros não é transformado em logaritmo para a estimação e, portanto, os valores nulos não precisam passar por transformação:

$$Pax_{it} = e^{\ln(\beta_0)} + \beta_1 \ln(gdpCapita_{it}) + \beta_2 \ln(Irest)_{it} + \beta_3 \ln(comex_{it}) + \beta_4 \ln(populacao_{it}) + \beta_5 (Pax > 0) + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_i$$

Os resultados da estimação do modelo quasipoisson são apresentados abaixo:

Tabela 05: Modelo quasipoisson com variáveis binárias para os mercados e anos

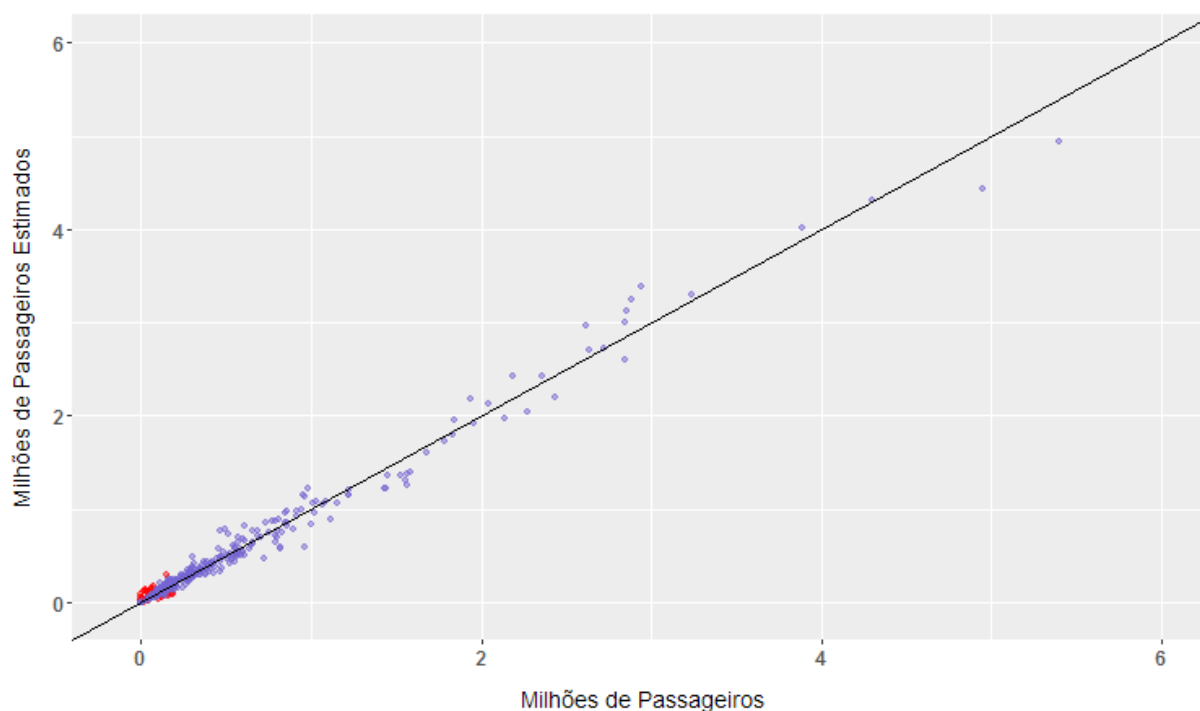
	Variável Dependente
	Pax
log(gdpCapita)	0.468*** (0.085)
log(Irest)	-0.211*** (0.046)
log(comex)	0.221*** (0.033)
log(populacao.x)	2.099*** (0.252)
factor(Pax > 0)	19.928 (625.444)
Constant	-53.354 (625.459)
Observations	1,080
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Os resultados do modelo quasipoisson apresentam os sinais esperados. Pode-se ver que os parâmetros estimados diferem em impacto daqueles do modelo MQO com efeitos fixos para os mercados; em particular o efeito do Índice de Restritividade (*Irest*) é apenas 30% da magnitude do estimado anteriormente; a elevação de 1% no índice levaria a uma redução média de 0,21% no número de passageiros transportados.

O parâmetro referente à população também difere do modelo anterior sendo mais condizente com os valores estimados na literatura de transporte aéreo internacional (uma elasticidade estimada de 2 contra 3,5 do modelo em MQO).

Nota-se também que a variável binária referente ao número positivo de passageiros não apresenta significância estatística, o que é explicado pelo fato de que a presença de tais mercados não envia os resultados como acontece no modelo MQO; os testes de robustez da próxima seção dão suporte a essa hipótese.

Gráfico 12: Modelo gravitacional quasipoisson



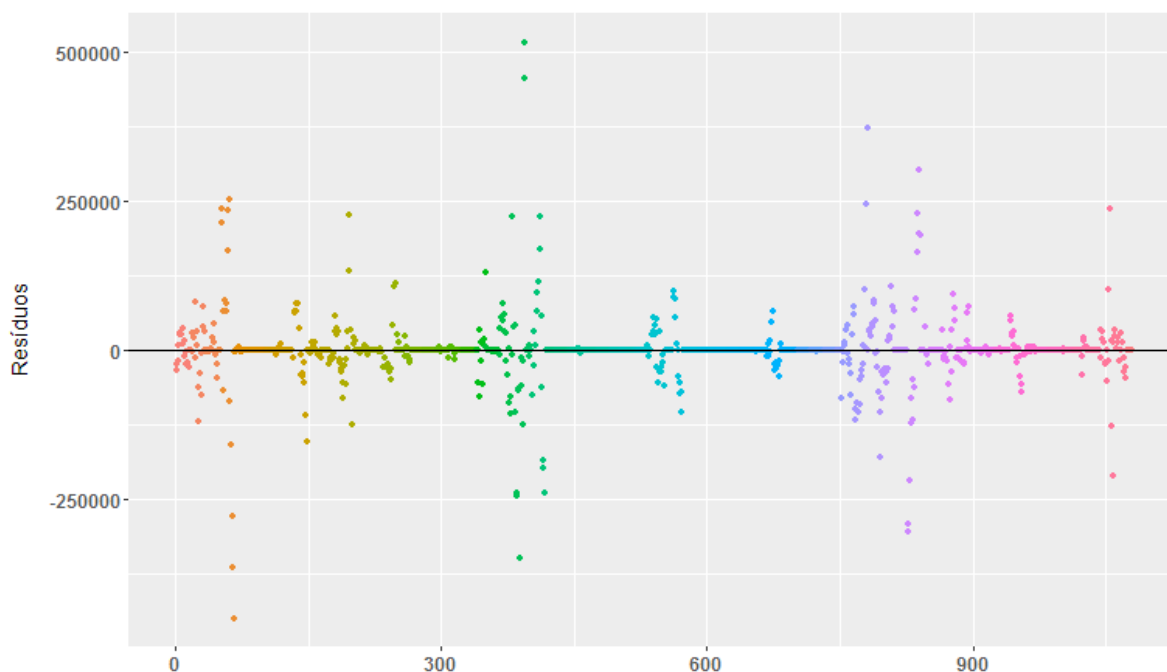
Fonte: ANAC

O gráfico acima mostra que o modelo quasipoisson se ajusta razoavelmente bem aos dados quando inseridas as *dummies* para cada um dos mercados e anos da base. Nota-se também no gráfico que o viés nas estimações é bem menor comparado ao modelo em MQO. Apenas certos mercados com menos de 300 mil passageiros/ano apresentam discrepâncias da ordem de 2 vezes ou mais (em cor vermelha no gráfico) entre os valores reais e estimados.

Infelizmente, dada a não-linearidade do estimador quasipoisson, as técnicas de correção com erros robustos não podem ser aplicadas ao modelo, tal como foram realizadas nos modelos MQO. Desta forma, a estabilidade dos parâmetros é averiguada por meio dos testes de robustez empregados na seção seguinte.

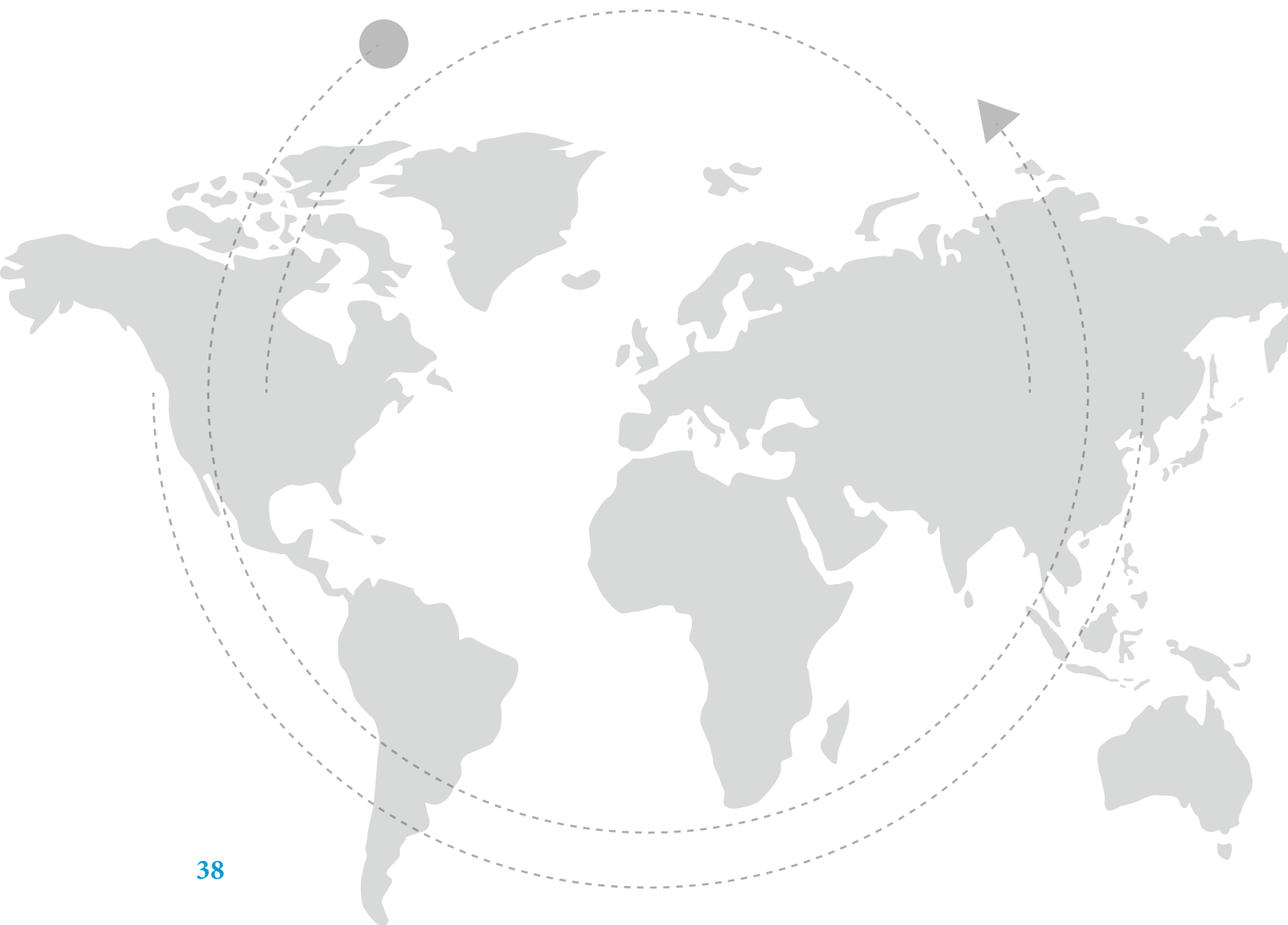
No gráfico a seguir podemos ver o comportamento dos resíduos do modelo:

Gráfico 13: Resíduos do modelo quasipoisson



Fonte:ANAC

O gráfico difere um pouco do anterior apresentado para o modelo MQO dado que os resíduos não estão em logaritmo, mas sim em valores originais. Nota-se que poucas observações apresentam desvios verdadeiramente grandes (acima de 250 mil/pax) e muitos mercados tem desvios próximos a zero (em especial aqueles que têm originalmente observações nulas de passageiros), dado que o modelo quasipoisson se ajusta melhor a esses casos do que no caso da estimação em MQO.



4. ANÁLISES DE ROBUSTEZ DO MODELO: TESTES, SIMULAÇÕES E CAPACIDADE PREDITIVA NA VALIDAÇÃO DOS PARÂMETROS

Os problemas e limitações presentes na estimação do impacto regulatório, sejam na base de dados e/ou nos modelos utilizados, tornam necessária a adoção de testes de robustez. Os resultados da seção anterior deixam claro que alguns parâmetros sofrem de instabilidade entre as estimações via MQO e Quasipoisson. A adoção de testes de robustez, simulação com parâmetros, bem como a avaliação da capacidade preditiva dos modelos é fundamental para a seleção do melhor estimador.

O problema da autocorrelação é outro que pode afetar de sobremaneira os resultados dos coeficientes ao prejudicar a inferência estatística, dado que os erros padrões estimados não são mais confiáveis. Também deve-se investigar se mercados cujas estimativas diferem em muito dos modelos (*outliers*) estão enviesando os resultados dos parâmetros: por exemplo, países em posições estratégicas que atraiam mais tráfego do que seria esperado de acordo com os parâmetros do modelo.

Desta forma, são realizados testes preliminares de robustez, onde a base de dados original é filtrada em amostras menores ou são introduzidas novas variáveis explicativas que sirvam para amenizar as possíveis influências deletérias de forma a testar a estabilidade dos resultados obtidos.

Os vieses mais importantes discutidos são relacionados à adequação do modelo tradicional ao fato de que muitos mercados não possuem volume positivo de passageiros, o que é potencialmente problemático e também a própria forma com que a base de dados é montada, que impede a identificação de mercados servidos de forma indireta por voos com conexão.

Após os testes preliminares é realizado uma simulação de previsão “fora-da-amostra” (*out-of-sample*)⁴⁶ para comparar os dois estimadores (MQO e Quasipoisson) em suas capacidades preditivas. O modelo com menor viés deve gerar previsões mais próximas aos valores realizados.

Por fim, uma simulação em separado é realizada para o Índice de Restritividade. Os resultados do modelo precisam ser testados assumindo-se pesos diferentes para as cláusulas dos acordos, sob pena das conclusões do estudo dependerem da escolha da ponderação feita pela ANAC.

Na seção seguinte são discutidos individualmente os testes preliminares de robustez e a justificativa por detrás deles, posteriormente são apresentados os resultados para os modelos MQO e Quasipoisson.

⁴⁶ No procedimento “*out-of-sample*” (ou *pseudo out-of-sample*) os modelos são estimados utilizando-se dados das variáveis explicativas até o penúltimo período da amostra, reservando-se as observações do último período, que são então “alimentadas” no modelo estimado para que ele gere a previsão para o último período. Por fim, a previsão gerada para o último período é comparada com a variável dependente observada. O modelo que apresentar o menor desvio dos valores previstos em relação aos observados é escolhido.

4.1 Testes de robustez preliminares

→ 1. Remoção das observações com passageiros nulos ou reduzidos

Na estimação padrão foi utilizada uma *dummy* para identificar o efeito da presença de mercados com passageiros nulos, uma alternativa ao uso da *dummy* é a retirada destas observações da amostra. A retirada teoricamente reduz o problema da estimação de MQO com valores nulos, porém introduz um viés ao remover os mercados da amostra que poderiam operar, mas não o fazem por razões de economicidade dos voos (ou por influência da substituição dos voos diretos por indiretos). O presente teste de robustez elimina da base de dados as observações com menos de mil passageiros no ano, de forma a investigar o viés dos mercados com passageiros nulos (ou muito reduzidos, que podem ser indicativos de erros na base).

→ 2. Mercados Maduros

Um dos problemas da amostra é a presença de mercados que entram e outros que saem da base ao longo do período. Neste teste de robustez a amostra é restringida aos países que compuseram os 15 anos da base com número positivo de passageiros, portanto restrita apenas a mercados maduros, com ASAs vigorando desde antes do ano 2000 e que tiveram a presença de voos regulares em todos os anos do período. No total, 24 mercados se enquadram nesta categoria⁴⁷.

→ 3. Inserção de *Lag* na variável do índice de restritividade

O efeito da assinatura dos ASAs sobre os mercados é passível de variação, tanto pode ser dar por antecipação em acordos que já estejam em negociação como pode estender no tempo em função da magnitude das mudanças dos termos acordados. O intuito é testar a hipótese de que o efeito da assinatura do acordo sobre o tráfego ocorre após um período após a entrada em vigor do mesmo, desta forma a variável do índice de restritividade é inserida com um *lag* de um ano na estimação.

→ 4. Remoção dos novos ASAs (desde 2010)

Uma característica dos acordos negociados após a adoção da política de céus abertos pelo Brasil é o fato de que muitos acordos foram assinados com países menores, cuja a probabilidade de instauração de novos voos é menor. O intuito da remoção dos ASAs recentes (mantendo-se, porém, as renegociações de ASAs antigos) é reduzir o possível viés da estimação causado pelo fato de que a maioria dos novos acordos (mais liberais) foram assinados com países sem tráfego. Dos 23 novos acordos assinados pelo Brasil entre 2010 e 2014, apenas 6 apresentaram número positivo de passageiros ao longo destes anos.

⁴⁷ São os mercados: África do Sul, Alemanha, Angola, Argentina, Aruba, Bolívia, Canadá, Chile, Colômbia, Espanha, Estados Unidos, França, Itália, México, Países Baixos, Panamá, Paraguai, Peru, Portugal, Reino Unido, Suíça, Suriname, Uruguai, Venezuela.

→ 5. Remoção de países distantes ou próximos (<2000 ou >7000 milhas)

Dado que a distância entre os mercados é capturada apenas indiretamente pelos efeitos fixos dos mercados (com dados em painel não podemos incluir de forma conjunta os efeitos fixos e a distância entre os mercados já que esta não sofre variação ao longo dos anos). O intuito da remoção dos países distantes ou próximos é que os efeitos podem estar sendo enviesados pela captura indireta da distância no modelo. Os países muito próximos podem atrair tráfego desproporcional em conexão, já os países mais longínquos tendem a ser mais servidos por voos em conexão, cujos passageiros não encontram-se bem representados na base⁴⁸.

→ 6. Remoção dos anos 2000 a 2003

Os primeiros anos disponíveis na base de dados do estudo são marcados por uma volatilidade muita alta nos dados de transporte, fruto do período especialmente turbulento para o transporte aéreo brasileiro e mundial. Em função daquele período representar menores reflexos nas variáveis econômicas em si, o que pode suscitar mais ruído do que informação para a estimação, os anos são retirados da amostra neste teste de robustez.

→ 7. Remoção dos anos ímpares (indução de mudança nas variáveis)

Um problema dos dados em painel é que algumas variáveis podem sofrer pouca variação em intervalos curtos de tempo como um ano, principalmente os dados dos ASAs. A intuição da remoção dos anos ímpares é que aumentar o intervalo de variação do tempo de um ano para dois no painel para induzir maior mudança das variáveis explicativas entre períodos, o que é desejável do ponto de vista da estimação econométrica para identificar os efeitos das variáveis que são mais estáveis, mesmo que isto implique em perda de graus de liberdade na estimação.

→ 8. Utilização de *dummy* da cláusula de capacidade no lugar do índice de restrição

O Índice de Restritividade é uma variável construída a partir das seis cláusulas operacionais mais importantes dos ASAs, o que torna a variável um número complexo cujo efeito tende a demandar mais observações para ser corretamente estimado. O intuito deste teste é utilizar uma medida alternativa - mais simples e informativa possível - da mudança regulatória. A cláusula de capacidade (a mais importante na liberalização de um ASA) é utilizada então em substituição ao Índice de Restritividade para identificar os efeitos da mudança de política.

48 A distância curta representa aproximadamente o Cone Sul e a distância longa os países da Ásia, Oceania e Oriente Médio.

4.1.1 Resultados dos testes de robustez preliminares

Os testes de robustez elencados na seção anterior são aplicados aos dois estimadores do estudo (MQO e Quasipoisson) e têm seus resultados sumariados abaixo.

→ Modelo MQO

A tabela abaixo reproduz os resultados dos 8 testes de robustez para o modelo de mínimos quadrados ordinários com efeitos fixos para os mercados. Os erros padrão dos coeficientes apresentados na tabela são robustos (Newey-West) dada a presença de autocorrelação dos resíduos, notada na seção anterior.

Os resultados mostram que o modelo gravitacional estimado por MQO sofre de instabilidade na estimação dos parâmetros. O coeficiente relativo ao índice de restritividade não é significativo em alguns casos (vide os dois primeiros testes de robustez) e as demais variáveis explicativas flutuam muito em valor e perdem a significância estatística em boa parte dos testes, com exceção da variável referente à população.

O uso alternativo da cláusula de capacidade em substituição ao índice de restritividade apresenta resultado com o sinal negativo esperado. A presença de acordo com cláusula de capacidade pré-determinada (índice=3) faz com que o tráfego médio esperado seja 40% menor⁴⁹ do que o esperado em acordos com liberdade de capacidade (com ou sem restrições para determinados aeroportos).

O valor da *dummy* de passageiros positivos é altamente significativo em todos os testes de robustez em que ela se aplica, o que reforça a ideia de que o modelo de MQO possa sofrer viés da presença destes mercados que não têm operações regulares.

Tabela 06: Testes de robustez do modelo MQO

	Variável Dependente							
	(1)	(2)	(3)	(4)	log(Pax) (5)	(6)	(7)	(8)
log(gdpCapita)	1.260*** (0.330)	1.774*** (0.338)	0.387 (0.392)	0.301 (0.324)	1.725*** (0.443)	0.450 (0.435)	0.599 (0.433)	0.455 (0.317)
log(Irest)	-0.288 (0.214)	-0.060 (0.119)		-0.741*** (0.207)	-0.638** (0.269)	-0.585*** (0.196)	-0.639** (0.288)	
log(LagIrest)			-0.748*** (0.229)					
factor(Capacidade == 3)								-0.511*** (0.127)
log(comex)	0.287** (0.139)	0.291** (0.130)	0.056 (0.048)	0.137 (0.094)	0.045 (0.046)	0.037 (0.040)	0.056 (0.084)	0.063 (0.048)
log(populacao.x)	2.572*** (0.798)	-0.335 (0.757)	3.806*** (1.113)	3.429*** (0.771)	-0.958 (0.886)	4.516*** (0.825)	3.603*** (0.946)	3.484*** (0.717)
factor(Pax > 1)			8.128*** (0.223)	8.189*** (0.227)	7.954*** (0.244)	8.177*** (0.236)	8.068*** (0.278)	8.196*** (0.215)
Observations	465	345	988	982	780	836	579	1,080
R2	0.511	0.742	0.901	0.901	0.894	0.912	0.890	0.901
Adjusted R2	0.437	0.654	0.802	0.820	0.795	0.796	0.732	0.808
F Statistic	23.109***	48.697***	444.988***	427.443***	307.521***	506.077***	321.622***	463.141***

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

49 A interpretação do impacto da variável binária é dada por $e^{(-0,511)} - 1 = -0,4$.

→ **b) Modelo Quasipoisson**

A tabela abaixo reproduz os resultados dos 8 testes de robustez para o modelo quasipoisson.

Nota-se a maior estabilidade para todos os coeficientes estimados vis-à-vis o modelo MQO. O coeficiente relativo ao índice de restritividade flutua entre -0,19 e -0,26 sendo significativo em todos os testes (muito embora não seja possível a aplicação do procedimento de erros robustos, conforme notado anteriormente).

As demais variáveis explicativas também não sofrem grandes alterações nos diversos testes de robustez mantendo-se significativas em quase todas as estimações, com exceção do coeficiente relativo à população.

O uso alternativo da cláusula de capacidade novamente apresenta resultado esperado, tal como no modelo MQO. A presença de acordo com cláusula de capacidade pré-determinada (índice=3) faz com que o tráfego médio esperado seja aproximadamente 16% menor⁵⁰.

Por fim, a *dummy* relativa ao valor positivo de passageiros não aparece significativa em nenhuma dos testes no quais ela se aplica (3 a 8); o que é esperado, já que o modelo quasipoisson não deve sofrer influência significativa da presença de zeros, com é o caso do modelo MQO.

Tabela 07: Testes de robustez do modelo quasipoisson

	Variável Dependente							
	(1)	(2)	(3)	(4)	Pax (5)	(6)	(7)	(8)
log(gdpCapita)	0.588*** (0.131)	0.615*** (0.140)	0.495*** (0.085)	0.465*** (0.088)	1.901*** (0.129)	0.458*** (0.095)	0.594*** (0.122)	0.509*** (0.083)
log(Irest)	-0.216*** (0.068)	-0.210*** (0.071)		-0.212*** (0.048)	-0.197*** (0.055)	-0.255*** (0.045)	-0.237*** (0.067)	
log(LagIrest)			-0.218*** (0.046)					
factor(Capacidade == 3)								-0.175*** (0.024)
log(comex)	0.218*** (0.049)	0.219*** (0.051)	0.147*** (0.034)	0.223*** (0.034)	0.161*** (0.030)	0.108*** (0.034)	0.267*** (0.065)	0.234*** (0.033)
log(populacao.x)	1.271*** (0.429)	0.807 (0.497)	2.203*** (0.257)	2.094*** (0.262)	0.260 (0.357)	2.422*** (0.279)	2.133*** (0.338)	1.959*** (0.247)
factor(Pax > 0)			19.697 (582.205)	19.063 (428.260)	19.827 (630.666)	19.787 (632.390)	20.005 (945.965)	19.942 (614.274)
Constant	-19.740*** (7.342)	-11.852 (8.462)	-53.717 (582.222)	-52.413 (428.284)	-31.946 (630.694)	-56.374 (632.409)	-55.998 (945.984)	-52.021 (614.289)
Observations	465	345	988	982	780	836	579	1,080
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01							

50 A interpretação do impacto da variável binária é dada por $e^{(-0,175)} - 1 = -0,16$.

4.2 Previsões “fora-da-amostra”

Nesta seção são apresentadas as previsões “fora-da-amostra” como metodologia de avaliação dos modelos estimados no estudo. O intuito é avaliar a capacidade preditiva dos modelos.

Os modelos MQO e Quasipoisson são julgados por meio das previsões geradas para 2014 com base nos resultados dos respectivos modelos re-estimados deixando-se o último ano da amostra de fora, isto é, com os dados disponíveis entre 2000 e 2013.

A tabela abaixo apresenta os resultados das estimações “fora-da-amostra” para os dois modelos:

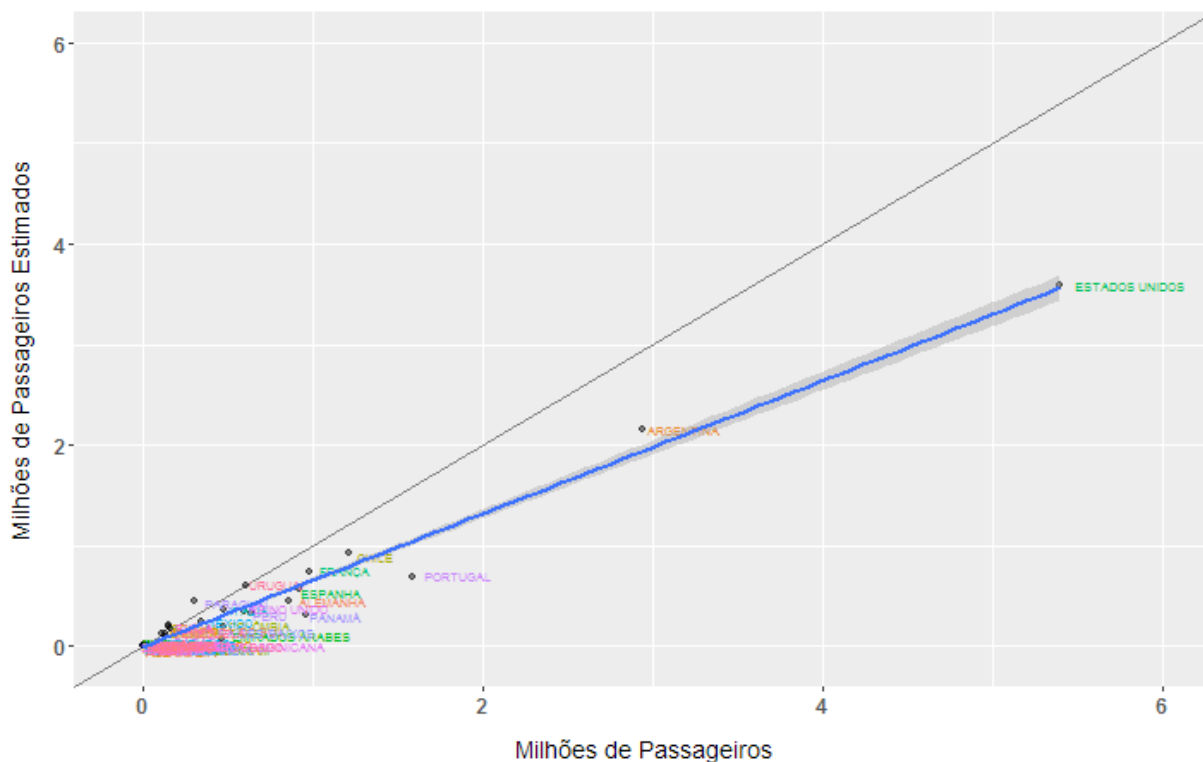
Tabela 08: Modelos “fora-da-amostra” (Estimados com dados de 2000 a 2013)

	Variável Dependente	
	log(Pax) OLS (1)	Pax glm: quasipoisson link = log (2)
log(gdpCapita)	0.442* (0.252)	0.420*** (0.091)
log(Irest)	-0.800*** (0.157)	-0.180*** (0.047)
log(comex)	0.070 (0.065)	0.280*** (0.034)
log(populacao.x)	3.580*** (0.485)	2.030*** (0.268)
factor(Pax > 1)	8.192*** (0.099)	
factor(Pax > 0)		20.051 (652.502)
Constant	-62.313*** (8.844)	-53.167 (652.518)
Observations	992	992
R2	0.987	
Adjusted R2	0.985	
Residual Std. Error	0.717 (df = 882)	
F Statistic	598.934*** (df = 109; 882)	
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

Nota-se que os modelos são relativamente robustos às estimações originais construídas com a base completa, pois os coeficientes estimados mantêm os mesmos sinais, magnitude e nível de significância em geral.

A inserção dos dados de 2014 nestes modelos leva a novos valores previstos para o número de passageiros em cada mercado naquele ano, que são então comparados aos valores efetivamente realizados. Os gráficos a seguir mostram os resultados das previsões para os dois estimadores:

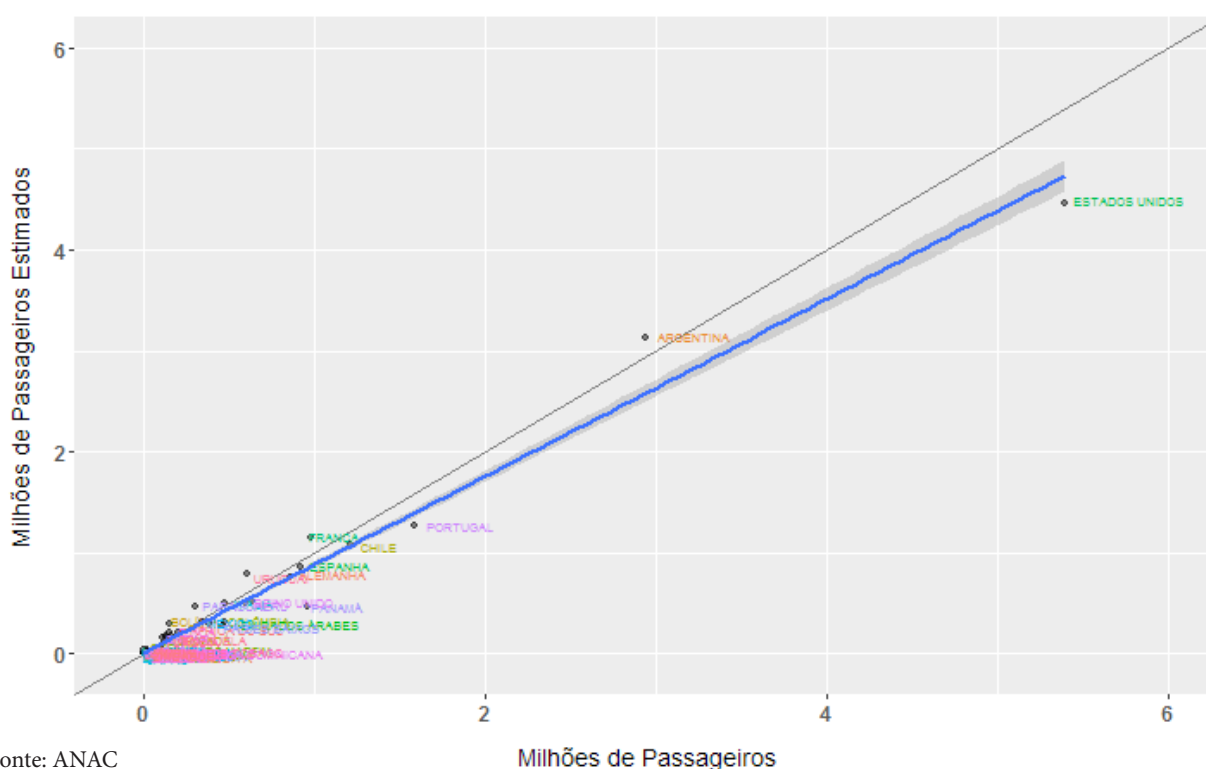
Gráfico 14: Modelo MQO –Previsão “fora-da-amostra”



Fonte: ANAC

Nota-se o modelo MQO não produz previsões muito precisas para os mercados em 2014 e também apresenta certo viés de baixa, dado que concentra as previsões em valores abaixo da linha de paridade entre valores realizados e previstos. O tamanho do viés ilustrado pela regressão simples apresentada na linha azul do gráfico.

Gráfico 15: Modelo quasipoisson – Previsão “fora-da-amostra”



Fonte: ANAC

O modelo quasipoisson por sua vez apresenta previsões melhores, próximas à linha de paridade, com viés reduzido.

Uma medida mais precisa da qualidade das previsões pode ser obtida de forma quantitativa através do RMSE⁵¹, um indicador muito utilizado para averiguar a adequação dos modelos aos dados, definido pela fórmula abaixo:

$$RMSE = \sqrt{\sum_i^n \frac{(e_i)^2}{n}}$$

Quanto menor for o RMSE, menor é o erro produzido em média pelo modelo. Aplicando-se o RMSE aos dois modelos obtemos os valores de 130.729 para o modelo quasipoisson e de 262.381 para o modelo MQO.

4.3 Simulações com o Índice de Restritividade

Dado o papel central que o Índice de Restritividade tem na estimação do modelo e avaliação do impacto regulatório, um teste de robustez adicional é realizado através da simulação de índices com pesos distintos daqueles escolhidos pela ANAC. Tal como notado na seção 2.1.2, a determinação da importância relativa das cláusulas dos acordos, para o nível de liberalização dos mesmos, sempre contém um elemento de arbitrariedade.

Desta forma são empregados 2 conjuntos de testes que investigam a estabilidade do Índice de Restritividade no modelo de análise de impacto regulatório. Na primeira simulação são testadas todas as combinações possíveis dos pesos (1 a 3) atribuídas às 6 cláusulas no Índice de Restritividade original, na segunda simulação o estabelecimento dos pesos é obtido por intermédio da ferramenta estatística de análise fatorial.

→ Simulação com todas as combinações possíveis dos pesos originais (1 a 3)

Nestas simulações são empregadas todas as combinações possíveis para a distribuição dos pesos originais empregados pela ANAC, com o intuito de testar a estabilidade do coeficiente estimado para Índice de Restritividade, assim como a significância estatística. A presença de 6 cláusulas e 3 categorias de peso implicam em 729 combinações possíveis de ponderação para o Índice de Restritividade⁵².

51 O RMSE é abreviação de Root Mean Square Error (Raiz quadrada do erro quadrático médio).

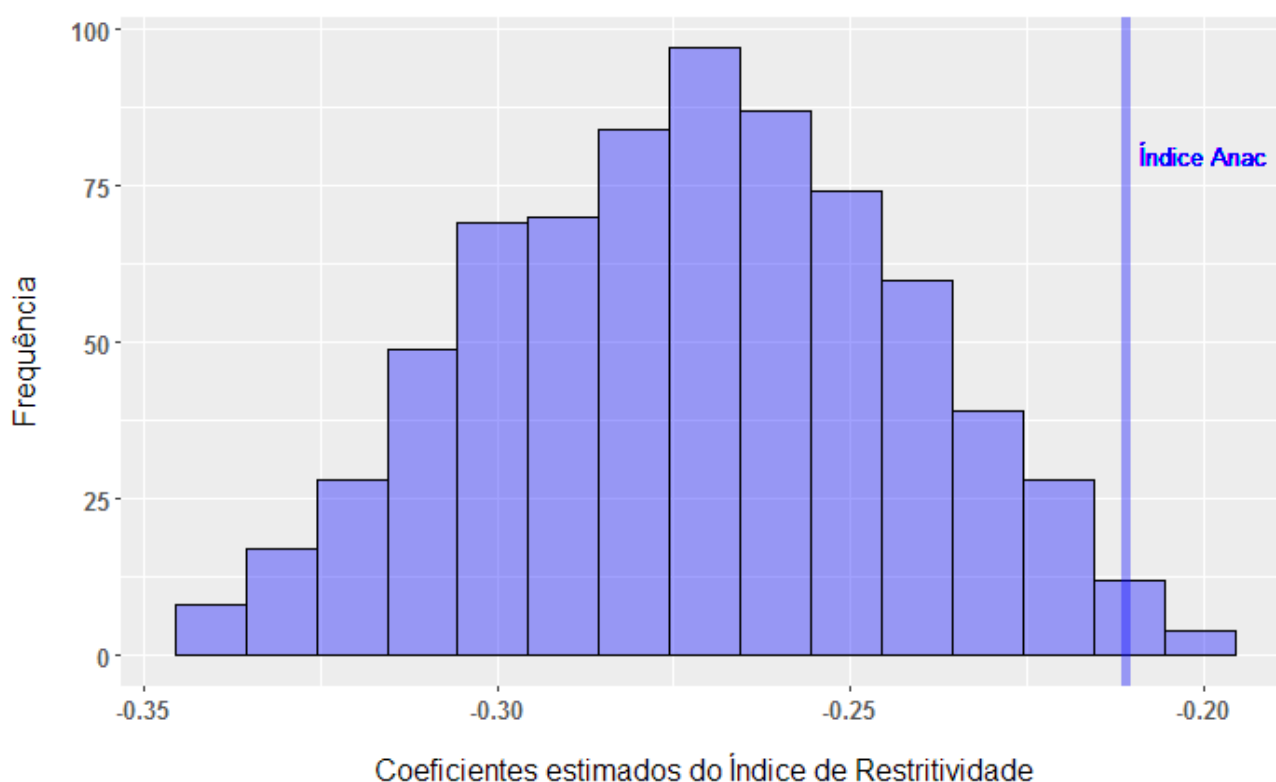
52 Note que 3⁶ é igual a 729.



Dada a melhor adequação do modelo quasipoisson aos dados estabelecida nos testes de robustez e de previsão anteriores, as simulações com o índice de restritividade só são realizadas para este modelo.

No gráfico abaixo, apresentamos a distribuição dos coeficientes para os índices de restritividade estimados em cada uma das possíveis alternativas. Note que os coeficientes estimados variam entre -0,346 e -0,193, portanto próximos daquele estimado no modelo quasipoisson padrão, igual a -0,211.

Gráfico 16: Distribuição dos coeficientes estimados para o Índice de Restritividade



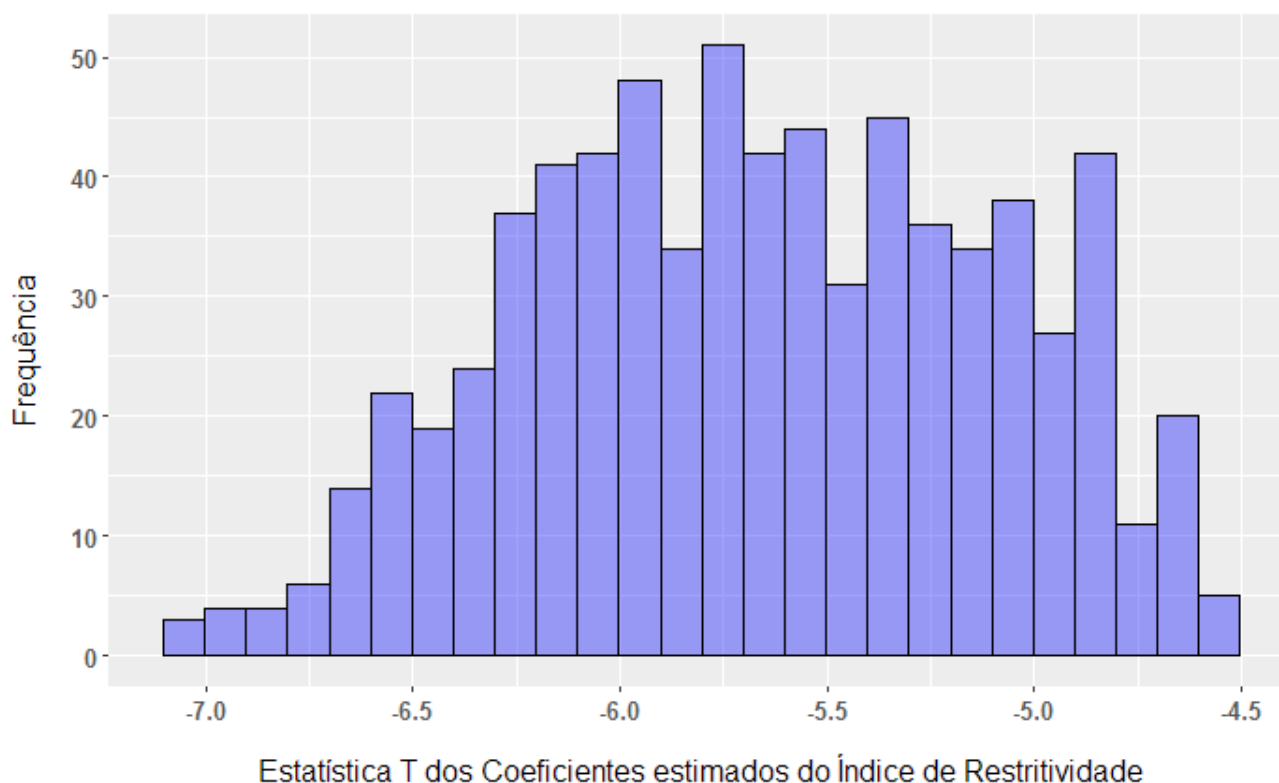
Fonte: ANAC

Nota-se que o valor do coeficiente de restritividade padrão é, portanto, uma estimativa conservadora para o efeito da liberalização comparada aos resultados da simulação, dado que os coeficientes menores implicam maiores efeitos sobre o tráfego de passageiros⁵³. Na seção 4 seguinte são apresentados os efeitos estimados da liberalização dos acordos sobre o tráfego para os diferentes índices estimados.

Assim como a distribuição dos coeficientes, a significância estatística também deve ser considerada na simulação. No gráfico a seguir é apresentada a distribuição das estatísticas T para os 729 coeficientes estimados anteriormente; convém lembrar que o nível de significância de 95% é atingido com a estatística $T < -1.96$.

⁵³ O coeficiente menor implica em maior impacto de (digamos) uma queda do índice de restritividade sobre o tráfego em geral, porém a relação não é imediata, já que os coeficientes estimados referem-se a índices com ponderações diferentes. Logo, a comparação da queda do tráfego induzida por índices diferentes deve levar em consideração que o cômputo do próprio índice é afetado; os resultados da simulação estão na seção 4.

Gráfico 17: Distribuição das estatísticas T para os coeficientes estimados na simulação do Índice de Restritividade



Fonte: ANAC

Nota-se que a forma de ponderação do índice de restritividade não afeta a significância estatística do respectivo coeficiente no modelo. Os resultados da simulação se situam, em todos os casos, dentro no nível de significância de 95%.

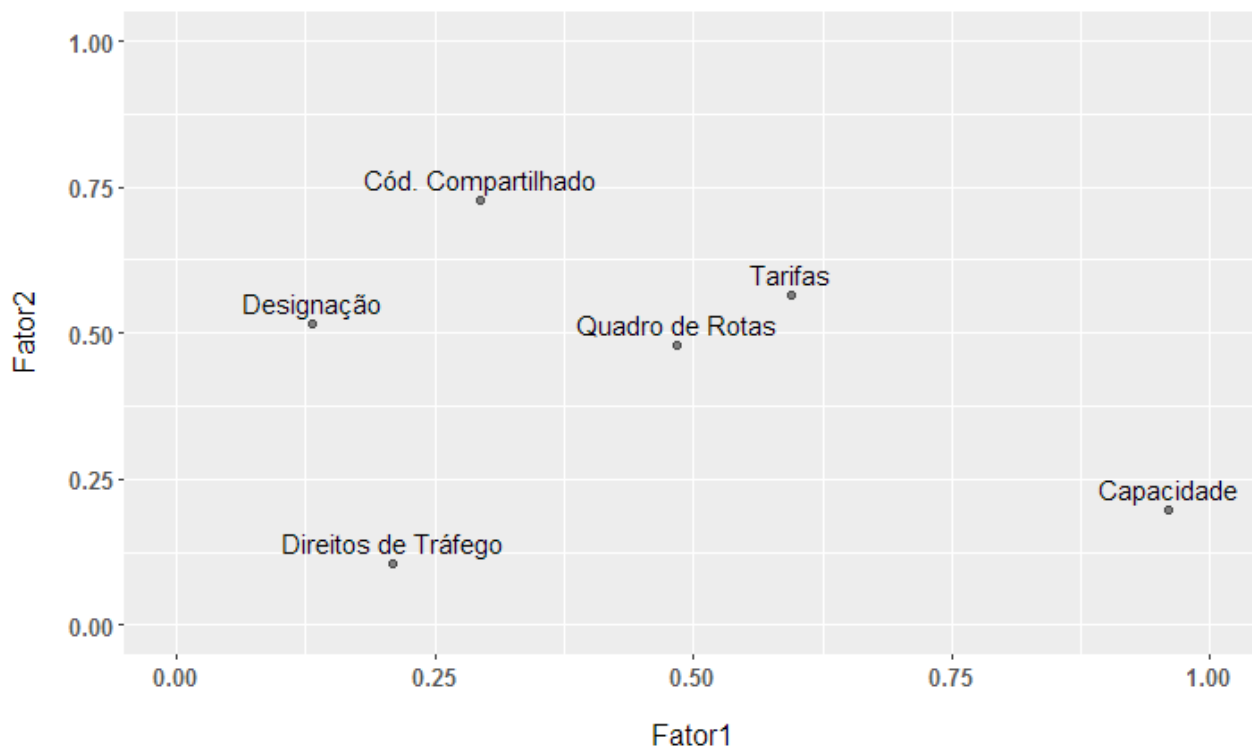
→ Simulação com pesos definidos pela Análise Fatorial

Nesta seção, um índice de restritividade alternativo é calculado através da ferramenta estatística de análise fatorial. O objetivo principal é extrair de um conjunto de variáveis (neste caso, as seis cláusulas dos ASAs) um número menor de fatores que representem o máximo de informação contida nos dados originais. Estes fatores são construídos através uma combinação linear das variáveis originais. Os pesos do índice são então definidos de acordo com o potencial que cada destes fatores tem em explicar a variância observada nos dados. A metodologia e os resultados são detalhados na seção 2 do Anexo.

Aplicando-se a análise fatorial foram extraídos dois fatores principais que respondem por cerca de 50% da variância da amostra. O gráfico a seguir mostra a distribuição dos *loadings*⁵⁴ das cláusulas nos 2 fatores extraídos (quanto mais longe da origem – canto superior direito do gráfico - maior o impacto da cláusula do ASA na variância amostral).

⁵⁴ Os *loadings* (após transformações) estão em uma escala de 0 a 1 e representam a importância de cada cláusula no fator em questão.

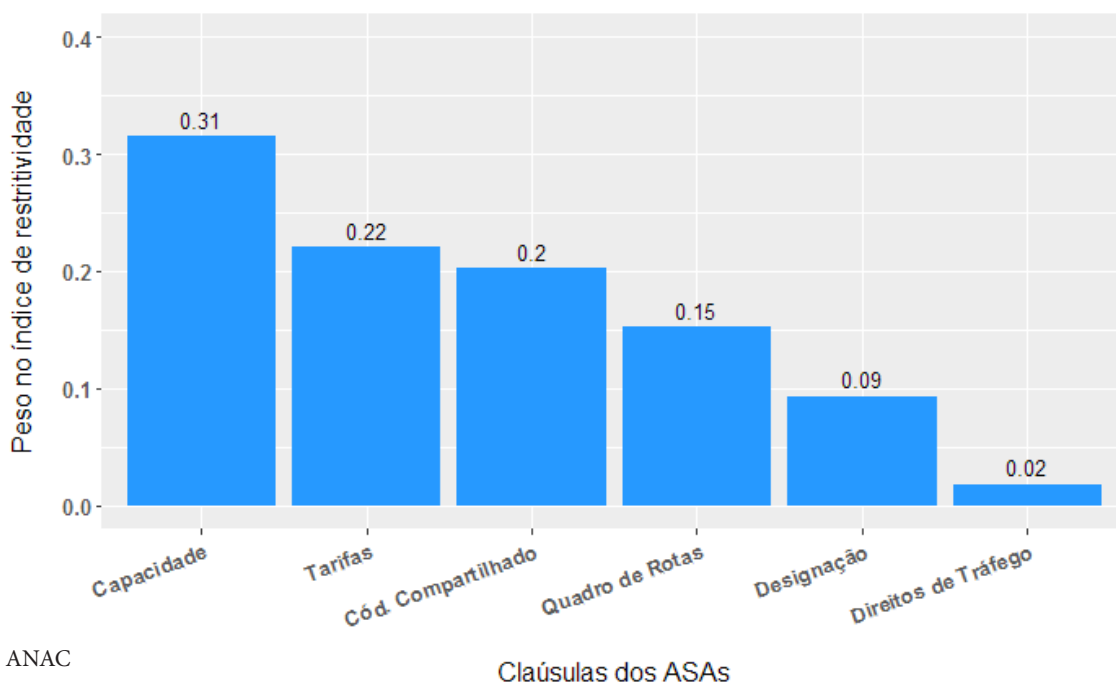
Gráfico 18: Distribuição da importância das cláusulas dos ASAs na análise fatorial



Fonte: ANAC

Nota-se no gráfico acima que as cláusulas de Capacidade, Tarifas e Código Compartilhado são as maiores fontes de variância dos dados; já os Direitos de Tráfego quase não contribuem com a variância amostral. Os valores finais dos pesos do índice de restritividade de acordo com a análise fatorial são apresentados no gráfico abaixo:

Gráfico 19: Pesos finais atribuídos às cláusulas dos ASAs no Índice de Restritividade via Análise Fatorial



Fonte: ANAC

Note que o resultado da análise fatorial apresenta as cláusulas dos ASAs em ordem de importância semelhantes ao índice de restritividade da ANAC (tarifas e capacidade como mais importantes, seguidas do código compartilhado), embora os pesos tenham uma gradação diferente.

Por fim, o modelo quasipoisson é recalculado utilizando-se o novo índice de restritividade (IrestFatorial). Nota-se na tabela abaixo que os resultados do modelo com o novo índice são praticamente idênticos ao modelo padrão:

Tabela 09: Modelo quasipoisson: Índice de Restritividade da ANAC vs Índice de Restritividade via Análise Fatorial

	Variável Dependente	
	Índice ANAC (1)	Pax Índice Fatorial (2)
log(gdpCapita)	0.468*** (0.085)	0.467*** (0.085)
log(Irest)	-0.211*** (0.046)	
log(IrestFatorial)		-0.235*** (0.046)
log(comex)	0.221*** (0.033)	0.220*** (0.033)
log(populacao.x)	2.099*** (0.252)	2.032*** (0.253)
factor(Pax > 0)	19.928 (625.444)	19.927 (623.372)
Constant	-53.354 (625.459)	-52.615 (623.387)
Observations	1,080	1,080
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

O valor do coeficiente para o índice ponderado pela análise fatorial é ligeiramente menor do que no modelo padrão, implicando uma elevação um pouco maior no tráfego de passageiros para cada queda percentual no índice de restritividade. Na seção seguinte, o resultado dos cenários de liberalização inclui a estimativa com o índice fatorial.

4.4 Conclusões

Dada a relativa estabilidade dos parâmetros nos resultados dos testes de robustez acima, bem como a superioridade na capacidade de gerar previsões em relação ao modelo gravitacional em MQO tradicional, o modelo de quasipoisson apresentado na seção 3.2.2, contemplando a base completa de dados, é utilizado para a construção dos cenários da análise de impacto regulatório dos ASAs do Brasil.

5. APLICAÇÕES DO MODELO PARA O IMPACTO REGULATÓRIO DOS ASAS NO BRASIL

O modelo de demanda do transporte aéreo estimado neste estudo não rejeita a hipótese de que a liberalização dos ASAs foi um fator significativo no crescimento recente do transporte aéreo internacional do Brasil. A conclusão deriva do coeficiente negativo e estatisticamente significativo para o Índice de Restritividade⁵⁵ dos ASAs, aliado à redução continuada do índice no período, tal como documentado na seção 2 deste estudo.

A robustez dos resultados sugere que o modelo possa ser utilizado para estimar o impacto regulatório da flexibilização dos acordos de serviços aéreos brasileiros, muito embora a importância verificada dos efeitos individuais dos mercados indique que previsões para mercados específicos possam estar sujeitas a erros elevados⁵⁶. Desta forma, o presente modelo é mais apropriado para fornecer uma imagem global do transporte aéreo internacional e previsões médias para mercados específicos.

O uso da base de dados completa aumenta a probabilidade de que os possíveis vieses contidos nos mercados sejam diminuídos ou se cancelem na média, ilustrado pelo baixo viés apresentado pelo modelo quasipoisson em sua previsão “fora-da-amostra”.

Porém, a consideração sobre os efeitos da liberalização em mercados específicos deverá ser fruto de investigação em estudos posteriores que abarquem mais informações sobre o mercado desejado.

5.1. Discussão dos resultados principais

Dentre os resultados obtidos pelo modelo quasipoisson, os coeficientes relativos ao PIB per capita e população dos mercados indicam que a elasticidade-renda do transporte aéreo internacional brasileiro é elevada. Dado o PIB per capita dos mercados bilaterais, uma elevação de 1% na população nestes parceiros eleva em 2,1% o tráfego com o Brasil. Nota-se um impacto menor, mas também positivo, para o comércio exterior.

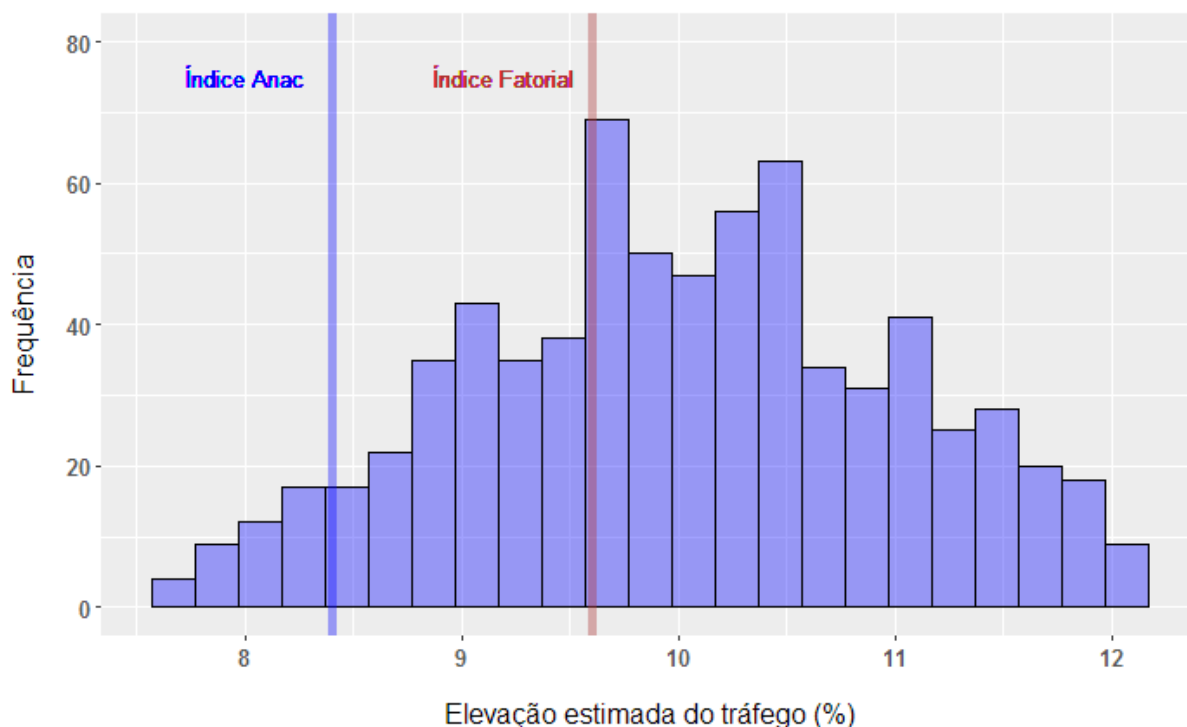
Conforme notado na seção anterior, o coeficiente relativo ao índice de restritividade aparece significativo no modelo final, assim como em todos os testes de robustez. O valor estimado de -0,21 implica que, caso o índice médio que vigorava em 2014 (de 18,4) fosse reduzido para 11 (valor equivalente ao acordo de céus abertos) - ou seja, uma redução de 40% - poderíamos projetar uma elevação média de $(-0,21) * (-40\%) = 8,4\%$ no tráfego internacional de passageiros no Brasil.

⁵⁵ A conclusão do efeito positivo da liberalização não se altera na hipótese de utilização da cláusula de capacidade como variável explicativa no modelo estimado.

⁵⁶ Isto é, o efeito fixo do mercado é captado no modelo, porém não se sabe a natureza dele; que parte são características estáveis do mercado (como a distância, por exemplo) e quais são eventuais, mas importantes, que podem não se perpetuar no futuro? Por exemplo, o modelo não contempla a interação entre os mercados, o padrão complexo de substituição da demanda de voos diretos por indiretos para os quais não há dados.

Caso fossem considerados índices alternativos de restritividade, tais como os computados na seção 4.3 anterior, a elevação projetada no tráfego de passageiros (novamente simulada pela redução do índice médio de restritividade em 2014, para aquele que vigoraria em céus abertos) se distribuiria de acordo com o gráfico abaixo.

Gráfico 20: Distribuição da elevação projetada para o tráfego de passageiros – Mercado com índice médio em 2014 para o vigente em Céus Abertos (Simulação com índices de restritividade alternativos)



Fonte: ANAC

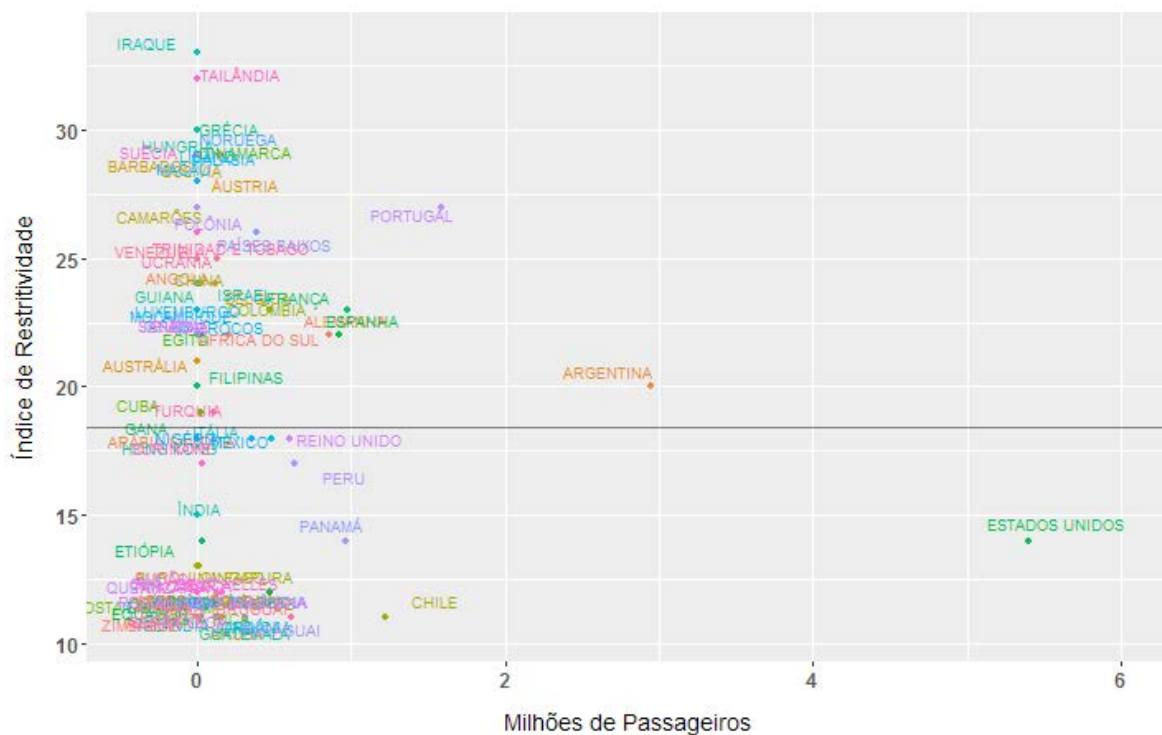
Nota-se que, via de regra, os valores simulados são superiores àquele sugerido pelo Índice de Restritividade da ANAC que apresenta uma previsão mais conservadora para o aumento do tráfego de passageiros. Utilizando o índice de restritividade com pesos determinados pela análise fatorial, a previsão de aumento do tráfego é de 9,6%. O intervalo de crescimento do número de passageiros projetado pelas simulações varia entre 7,57 e 12,26%.

A magnitude do coeficiente relativo ao Índice de Restritividade é parcialmente confirmada nos modelos alternativos que são apresentados na seção 3 do Anexo. Nos modelos em que o índice é estatisticamente significativo no anexo, o valor do coeficiente se aproxima do estimado no modelo quasipoisson do presente estudo.

O impacto da liberalização é potencialmente maior do que este simulado para o índice médio, dado que muitos mercados restritos são importantes em termos de passageiros (Argentina, Portugal e Alemanha; por exemplo) e também dado que o modelo não prevê bem o número de passageiros para mercados que não têm histórico positivo de tráfego. A simulação deste cenário de céus abertos para todos os mercados é realizada ainda nesta seção.

O gráfico abaixo mostra a situação dos ASAs em 2014 com a linha média do índice de restritividade.

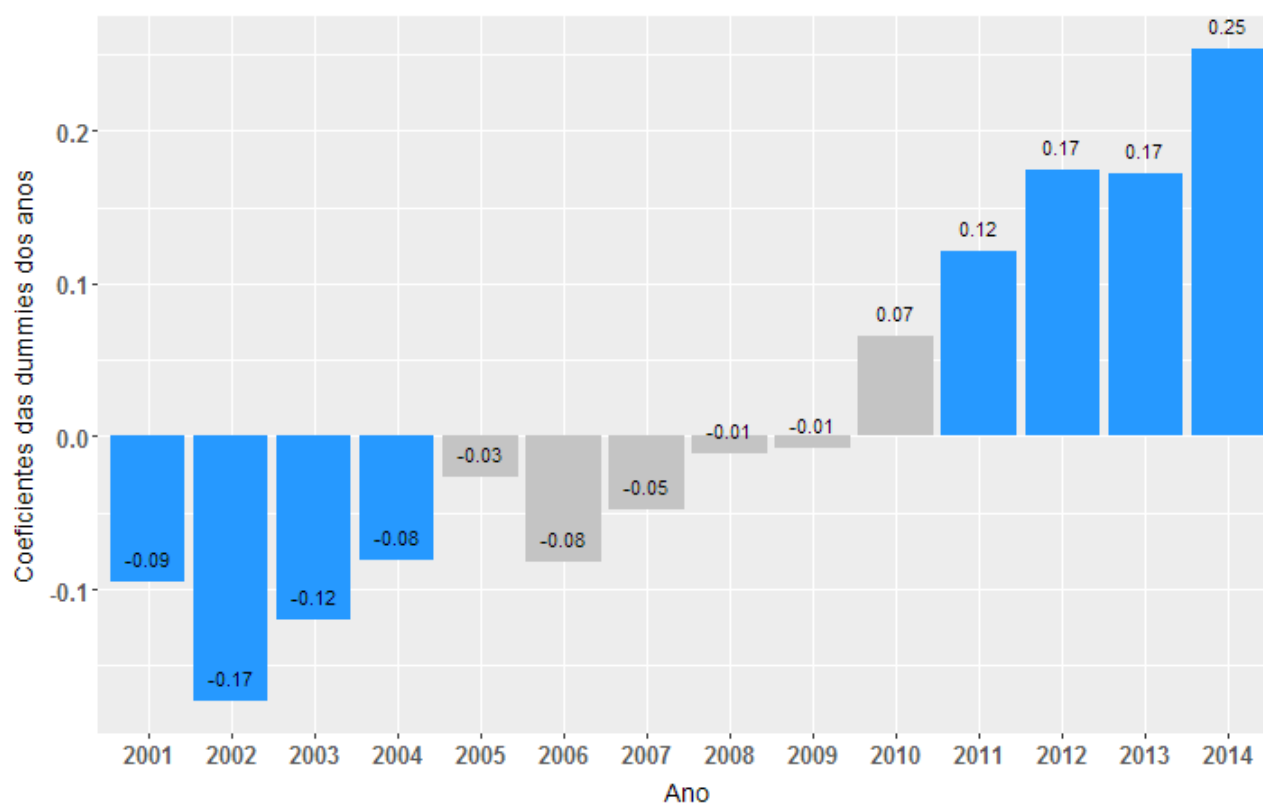
Gráfico 21: Índice de restritividade x número de passageiros em 2014



Fonte: ANAC

Um resultado importante do modelo quasipoisson estimado é a identificação de coeficientes positivos e estatisticamente significativos para o período de 2011-2014 e negativos (e também estatisticamente significativos) para os anos de 2001-2004 (atentados de 11/09 e falências de Vasp e Transbrasil).

No gráfico a seguir, podemos observar os coeficientes positivos dos efeitos fixos de cada ano para o período mais recente, captando uma elevação adicional no número de passageiros internacionais transportados para além dos demais fatores do modelo. As colunas em azul no gráfico indicam que o valor é estatisticamente significativo (ao nível de 95% ou mais) para aquele ano.

Gráfico 22: Coeficientes das *dummies* dos anos – Modelo quasipoisson

Fonte: ANAC

Os valores positivos para os anos recentes indicam que, para além da redução dos Índices de Restritividade, o mercado internacional brasileiro cresceu mais rapidamente após a mudança regulatória e assinatura de acordos de céus abertos, possivelmente pela externalidade positiva que o processo de liberalização tem sobre os demais mercados⁵⁷.

Por exemplo, a liberalização das cláusulas de código compartilhado e quadro de rotas nos ASAs têm impacto positivos que extrapolam o mercado bilateral: ao permitir que serviços aéreos sejam estendidos para mercados aquém e além dos países envolvidos no ASA, bem como sejam instituídos acordos de compartilhamento de voos com terceiros países.

Por outro lado, um problema que persiste no modelo é a presença dos vieses na estimação para determinados países. O modelo não capta adequadamente a estrutura de substituição entre os mercados⁵⁸, principalmente no que se refere à evolução temporal do mercado global; dada a mudança rápida dos últimos anos no mercado regulatório internacional e a adição de destinos, o padrão de substituição deve ter mudado ao longo dos anos da base.

57 Esta hipótese não é testada diretamente pelos modelos, por isso trata-se apenas de uma possibilidade a ser investigada em próximas versões do modelo de AIR.

58 Ou mesmo a entrada e saída de determinados mercados.

Por exemplo, por que alguns países possuem tráfego baixo mas aparecem na base e outros países (que têm acordos assinados e teoricamente já estariam aptos a receber voos) não aparecem com número positivo de passageiros (e que portanto são servidos por voos indiretos, com conexões)?

A identificação das interações entre os mercados atendidos a partir do Brasil pode ajudar a entender tais questões; sugere-se que as futuras versões do modelo sejam capazes de incorporar esses efeitos através da construção de uma (ou mais) variáveis para esse fim.

5.2 A aplicação do modelo aos ASAs negociados pelo Brasil

O modelo estimado apresenta algumas limitações quanto à sua aplicabilidade em projetar os impactos das novas negociações de ASAs pelo Brasil. A primeira - e mais importante - refere-se à dificuldade do modelo em prever o volume de tráfego apenas em função das variáveis explicativas tradicionais (PIB, população, comércio exterior, distância, etc), dado que são observados erros máximos de estimação da ordem de 14,9 vezes o tamanho real do mercado vis-à-vis o estimado⁵⁹.

Assim, a utilização do modelo para estimar o volume potencial em novos mercados é bastante reduzida. Isso não significa que o modelo é enviesado (ou seja, de forma repetida prevê menos ou mais tráfego do que o observado); apenas que ele produz estimativas com elevada variância (ora acima, ora abaixo do realizado). Ou seja, os fatores de influência dos mercados novos não têm como ser contabilizados no modelo se esses não fizeram parte da estimação original.

Desta forma, o modelo é mais apropriado para a geração de cenários para a liberalização dos mercados existentes, pois as *dummies* individuais permitem a correção de grande parte dos vieses presentes nesses mercados que já foram utilizados na estimação do modelo original. Porém, conforme notado na seção 5.1, os efeitos fixos dos mercados estão captando fatores desconhecidos próprios desses países (como, por exemplo, o padrão de substituição ou concorrência) e uma mudança na conjuntura global do mercado pode afetar esta estimativa. A utilização do modelo portanto deve se concentrar na estimação dos impactos de curto prazo e não em mudanças drásticas na conjuntura do mercado.

Um segundo ponto é que a dinâmica de efeito temporal de assinatura do ASA também não é captada, então a previsão de demanda de passageiros de um novo mercado esbarraria em uma estimativa média para o mercado em seu nível maduro, um período que pode durar alguns anos para ser atingido.

Em resumo, o modelo pode ser um bom instrumento para gerar cenários globais para renegociações de ASAs no futuro ou estimar impacto regulatório da política pregressa através de cenários alternativos de liberalização.

59 Para fins do viés percentual neste cálculo consideramos apenas os mercados com valores de passageiros ou da estimativa de passageiros superiores a 1.000, dado que valores próximos a zero podem indicar um viés percentual muito elevado ou até indeterminado (como é o caso de uma estimativa positiva frente a um valor de passageiros igual a zero).

5.3. Simulação do modelo

Dado os parâmetros estimados pelo modelo quasipoisson, pode-se proceder com a simulação de cenários de liberalização dos ASAs. Em função das características do modelo discutidas anteriormente, o seu uso é mais apropriado para a simulação com os mercados existentes sob diferentes alternativas regulatórias.

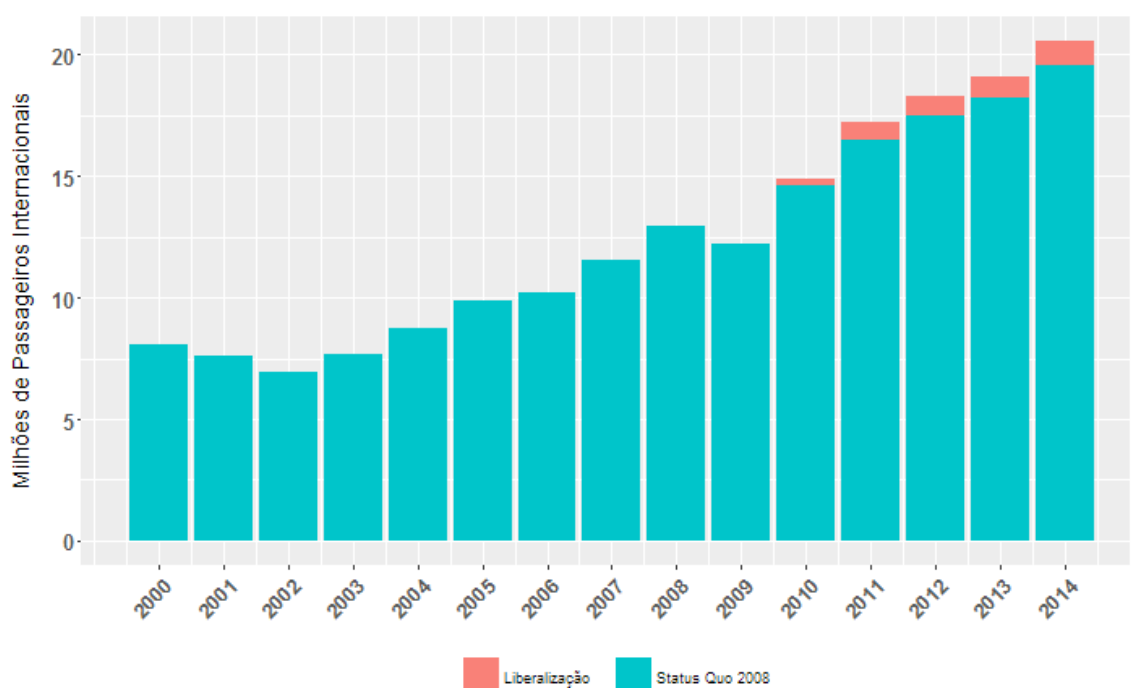
5.3.1. Estimação do efeito “*ex-post*” da liberalização dos ASAs no Brasil

A seção 2 do presente estudo detalhou a evolução do marco regulatório e histórico da liberalização dos ASAs no Brasil. A mensuração “*ex-post*” do impacto regulatório da liberalização do mercado, ou seja, dos efeitos até o presente da política em curso, deve ser realizada comparativamente a uma política alternativa, o que suscita diversos cenários.

A comparação mais simples possível seria com a manutenção do *status quo* da política regulatória no período pré-liberalização. Desta forma, é realizada uma estimativa da contribuição média da liberalização realizada desde 2009 contrastando-a ao cenário alternativo do *status quo*, isto é, se as cláusulas dos ASAs tivessem sido mantidas tal como nos acordos vigentes em 2008 (naturalmente, as demais variáveis explicativas do modelo são atualizadas aos seus valores observados, tal como evoluíram no período de 2009 a 2014).

O gráfico abaixo apresenta a evolução do tráfego aéreo internacional brasileiro no período do estudo, comparando-o com a previsão gerada pelo modelo quasipoisson caso fosse mantida a política regulatória para os ASAs vigente em 2008.

Gráfico 23: Impacto regulatório da liberalização dos ASAs no Brasil



Fonte: ANAC

Nota-se no gráfico acima que o efeito é reduzido nos primeiros dois anos, tomando força após 2011. De acordo com a previsão do modelo quasipoisson, o impacto acumulado da geração de novos passageiros, devidos à flexibilização dos ASAs pela política regulatória de liberalização, totalizou 3,76 milhões entre 2009 a 2014⁶⁰.

5.3.2. Adoção generalizada dos Acordos de Céus Abertos em 2014

Um exercício alternativo de análise de impacto regulatório é a elaboração de um cenário de previsão “*ex-ante*” de uma liberalização adicional do mercado brasileiro de transporte aéreo.

Dado que os valores das variáveis explicativas não estão disponíveis para a previsão do tráfego de passageiros em 2015, a simulação do modelo é realizada para o ano de 2014. São comparados os dados de passageiros em 2014 com o que ocorreria caso todos os ASAs fossem renegociados pelo Brasil de forma que o Índice de Restritividade de cada um deles fosse reduzido para 11 (aquele que vigoraria na presença de um Acordo de Céus Abertos).

A simulação para o ano de 2014 conta com 88 mercados para os quais há dados completos. O número total de passageiros internacionais transportados naquele ano para os mercados com dados disponíveis era de 20,6 milhões de passageiros. Caso todos estes mercados assinassem acordos de Céus Abertos, o valor estimado pelo modelo para o número de passageiros seria de 22,6 milhões, um aumento de 2,06 milhões de passageiros ou 10% ao total em um ano.

É importante ressaltar que o modelo é essencialmente estático, não sendo possível portanto determinar qual seria o tempo de convergência para o patamar mais elevado de tráfego após a liberalização. Isto é, ainda que o modelo implique que o aumento fosse ocorrer já naquele ano, a interpretação mais correta do efeito é de que se trata de um impacto médio, dado que os parâmetros são elasticidades médias previstas com base em todo o período analisado no estudo.

5.3.3. Breve comparação com resultados da literatura mundial

A estimação dos impactos da liberalização do transporte aéreo sobre o tráfego de passageiros é tema de diversos estudos na literatura científica sobre o setor. Os resultados destes estudos não são necessariamente comparáveis com o caso brasileiro, dada a diversidade dos processos de abertura dos mercados de transporte aéreo ao redor do mundo. Porém, a comparação dos resultados é útil para avaliar a ordem de grandeza dos impactos obtidos no presente estudo.

60 Note que o valor deve ser interpretado como um “teto” para a contribuição da liberalização do mercado observada até 2014, já que mesmo que não houvesse modificação nas linhas gerais da política regulatória brasileira, é possível que os ASAs tivessem sido parcialmente revisados, contemplando cláusulas mais liberais.

O estudo mais citado é o de Piermartini e Rousová (2013), cujos resultados utilizam a metodologia de ranking da liberalização dos ASAs desenvolvida pela WTO(2006)⁶¹ e fonte de inspiração para o Índice de Restritividade do presente estudo. O estudo com 184 países utilizando dados de 2005, projeta uma elevação média de 29% do tráfego com a migração dos acordos menos liberais (1 quartil da distribuição) para os acordos classificados como mais liberais (4 quartil).

Em estudo para os EUA utilizando dados de 1993 a 2008, Cristea, Hummel e Roberts (2014) indicam que o tráfego de passageiros internacionais em rotas sujeitas aos acordos de céus abertos elevaram-se em média 7,1% no modelo mais simples da estimação de impacto regulatório e entre 11,2 e 29,9% em outro modelo com equações simultâneas e dados de tarifas.

Outro estudo que utiliza um índice para medir a liberalização dos ASAs é Warnock-Smith & Morell (2008) para o mercado caribenho. Os autores estimam que a liberalização das rotas dos EUA com três países do Caribe levou a um incremento de cerca de 2,5 a 3% no tráfego de passageiros para cada 1 ponto de aumento no índice de liberalização utilizado, o que representa um acréscimo entre 2,5% e 9% ao ano para os três países estudados (Bahamas, República Dominicana e Jamaica).

No estudo de Surovitskikh & Lubbe (2015), as autoras também utilizam o *Air Liberalization Index* (ALI) da WTO (2006) para medir os impactos da liberalização dos ASAs da África do Sul com regiões diferentes do continente africano após a Tratado de Yamoussoukro, que iniciou o processo de abertura do transporte internacional na África. Os resultados do estudo apontam para um incremento de 1 a 2% no tráfego de passageiros para cada 1 ponto de elevação no ALI (que vai de 0 a 50 – mais restritivo ao mais liberal, respectivamente); as autoras não apresentam uma estimativa do impacto preliminar da liberalização em curso na África do Sul.

Conforme pode-se notar, as estimativas de outros estudos da mesma natureza são bastante variadas, porém apontam para um impacto positivo da liberalização do transporte aéreo internacional sobre o tráfego de passageiros.

61 Piermartini é economista da Organização Mundial do Comércio, embora não seja responsável pela elaboração do *Air Liberalization Index* conforme nota de rodapé do *working paper* das autoras de 2008.

6. CONCLUSÃO

O modelo de análise de impacto regulatório dos ASAs brasileiros apresenta os desafios de se estimar os efeitos da política regulatória em um ambiente de rápida transformação do cenário da demanda por transporte aéreo. Os mercados experimentaram uma mudança regulatória em um período conturbado para a economia e a aviação internacional, com abertura do mercado, crises econômicas mundiais e entrada (e saída) de empresas importantes.

Em função das dificuldades apontadas, solicita-se cautela na utilização do modelo para efeitos de previsão de tráfego (especialmente de mercados ainda não operados – com ou sem acordo vigente - para os quais o modelo deve apresentar estimativas pouco precisas). O modelo pode auxiliar nas negociações dos ASAs gerando cenários alternativos para o impacto da liberalização dos acordos. Quanto aos mercados para os quais ainda não há ASA vigente, o modelo apresentará uma estimativa de tráfego média de longo prazo, isto é, desprovida dos efeitos fixos daquele mercado que não puderam ser identificados no presente modelo⁶².

No entanto, o modelo cumpre o papel de identificar um impacto positivo da mudança regulatória no Brasil. A robustez do parâmetro estimado para o Índice de Restritividade, que, em diversos testes de robustez e nos diferentes modelos, apresenta o sinal negativo tal como esperado, nos permite afirmar que a liberalização do mercado aéreo internacional brasileiro foi um fator determinante para o desempenho positivo do mercado nos últimos 15 anos.

As metodologias alternativas para tratar dos problemas de atrito, endogenia e autocorrelação da estimação, discutidas em detalhe na seção 3 do Anexo 3 a este estudo, sugerem a adoção de métricas mais simples para a mudança regulatória (tais como a inserção de variáveis binárias – realizada em parte na seção testes de robustez do presente estudo). A opção de adoção do índice de restritividade foi dada pelo gradualismo no processo de liberalização que pontuou boa parte do período estudado, bem como a complexidade de classificação dos ASAs. As versões futuras do modelo de AIR pretendem incorporar mais elementos dos modelos discutidos no Apêndice.

O presente estudo também identifica a necessidade de obtenção de dados mais aprofundados sobre os mercados envolvidos, tais como: origem e destino verdadeiros dos passageiros (permitindo o melhor entendimento do padrão de substituição e atendimento dos mercados por intermédio de voos em conexão), bases de dados sobre preços das passagens aéreas (bem como demais variáveis necessárias a identificação das condições de oferta dos mercados), entre outras informações.

Desta forma, a elaboração de previsões sobre o impacto da liberalização sobre mercados bilaterais específicos, tais como os EUA e Argentina, ou ainda acordos multilaterais, como a União Europeia e América Latina por exemplo, deverão ser objeto de tratamento em estudos separados.

62 Isto é, a previsão será baseada nas variáveis explicativas à época da assinatura do acordo (PIB per capita, População, Comércio Exterior, etc)

REFERÊNCIAS

ANAC (2011) “Metodologia para a hierarquização dos Acordos de Serviços Aéreos que carecem de atualização e identificação de potenciais mercados a serem negociados”. *Nota Técnica GAMI/SRI nº21/2011*.

ANAC (2015) “Estudos de Previsão de Demanda do Transporte Aéreo Internacional”. *Nota Técnica GAMI/SRI nº8/2015*.

ANAC (2016) “Hierarquização dos Acordos de Serviços Aéreos que carecem de atualização e identificação de potenciais mercados a serem negociados em 2016”. *Nota Técnica GAMI/SRI nº 28/2016*.

Arellano, M (1987) “Computing Robust Standard Errors for Within-Groups Estimators” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Nº 49, Vol.4. pp. 431-434.

Grosche, Tobias; Rothlauf, Franz & Heinzl, Armin. (2007) Gravity models for airline passenger volume estimation. *Journal of Air Transport Management*, Vol. 13. pp. 175–183.

IATA (2008) “Air Travel Demand”. *IATA Economics Briefing nº9*.

ICAO (2006) Doc 8991. *Manual on Air Traffic Forecasting*, Third Edition, Montreal.

Millo, Giovanni (2014) “Robust standard error estimators for panel models: a unifying approach” MPRA Paper No. 54954 (Disponível em <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/54954/>).

Newey, Whitney K; West, Kenneth D (1987). "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica* ,55 (3): pp. 703–708

Piermartini, Roberta & Rousová, Linda (2013) The sky is not flat: How discriminatory is the access to international air services? *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 5 (3). pp. 287-319.

Santos Silva, J.M.C & Tenreyro, S (2006) “The log of gravity” *The Review of Economics and Statistics*, 88(4), pp. 641-658.

Surovitskikh, Svetlana & Lubbe, Berendien (2015) “The Air Liberalisation Index as a tool in measuring the impact of South Africa's aviation policy in Africa on air passenger traffic flows” *Journal of Air Transport Management* ,42, pp. 159-166.

Warnock-Smith, David & Morell, Peter (2008) “Air transport liberalisation and traffic growth in tourism-dependent economies: A case-history of some US-Caribbean markets” *Journal of Air Transport Management*, 14, pp. 82–91.

Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. MIT Press. Cambridge, Massachusetts.

Neste anexo são apresentadas informações, testes e análises auxiliares que foram referenciadas, mas não entraram no corpo do texto final do Estudo ANAC-BID de Análise de Impacto Regulatório dos Acordos de Serviços Aéreos do Brasil, A divulgação em separado tem por objetivo apresentar com mais detalhes os tópicos extras, ao mesmo tempo em que se preserva a brevidade da apresentação do estudo e suas principais conclusões.

O Anexo contém também o relatório integral realizado pelo professor da Universidade de Brasília e consultor do BID, Victor Gomes, que conduziu diversas estimativas alternativas do modelo e teceu comentários ao presente estudo.

O anexo é dividido em três seções:

- 1) Lista dos Acordos de Serviços Aéreos do Brasil (situação em dez/2015).
- 2) Testes estatísticos e resultados adicionais dos modelos do Estudo ANAC-BID.
- 3) Relatório da consultoria do BID sobre a estimativa do AIR dos ASAs.

1. Lista dos acordos de serviços aéreos do Brasil e índice de restritividade (situação em dez/2015)

Nº	Países	Tarifa	Capacidade	Dir. Tráfego	Código Compartilhado	Designação	Quadro de Rotas	Índice de Restritividade da ANAC
1	África do Sul	2	3	1	1	1	3	22
2	Albania	1	1	1	1	1	1	11
3	Alemanha	2	3	1	1	1	3	22
4	Angola	2	3	3	2	1	1	24
5	Arábia Saudita	1	3	2	1	1	1	18
6	Argentina	2	3	1	1	1	1	20
7	Aruba	1	1	1	1	1	1	11
8	Austrália	2	3	2	1	1	1	21
9	Áustria	3	3	2	2	1	3	28

Nº	Países	Tarifa	Capacidade	Dir. Tráfego	Código Compartilhado	Designação	Quadro de Rotas	Índice de Restritividade da ANAC
10	Azerbaijão	1	1	2	1	1	1	12
11	Bahrein	1	1	2	1	1	1	12
12	Barbados	3	3	1	3	1	3	29
13	Bélgica	2	3	2	1	1	3	23
14	Bolívia	3	3	1	3	1	3	29
15	Burquina Faso	1	1	3	1	1	1	13
16	Cabo Verde	1	1	1	1	1	1	11
17	Camarões	2	3	1	3	1	3	26
18	Canadá	1	1	1	1	1	1	11
19	Catar	1	1	2	1	1	1	12
20	Chile	1	1	1	1	1	1	11
21	China	2	3	1	2	1	3	24
22	Cingapura	1	1	1	2	1	1	13
23	Colômbia	2	3	2	1	1	3	23
24	Congo	1	1	1	1	1	1	11
25	Coréia do Sul	1	1	1	1	1	1	11
26	Costa do Marfim	1	1	2	1	1	1	12
27	Costa Rica	1	1	1	1	1	1	11
28	Cuba	1	3	3	1	1	1	19
29	Curaçao	1	1	1	1	1	1	11
30	Dinamarca	3	3	1	2	3	3	29
31	Noruega	3	1	1	1	1	1	17
32	Suécia	3	3	1	2	3	3	29
33	Egito	2	3	2	1	1	2	22
34	Emirados Árabes	1	1	2	1	1	1	12
35	Equador	1	1	1	1	1	1	11
36	Espanha	2	3	1	1	1	3	22
37	Estados Unidos	1	2	1	1	1	1	14
38	Etiópia	1	2	1	1	1	1	14
39	Filipinas	2	2	2	2	1	1	20
40	França	2	3	2	1	1	3	23

Nº	Países	Tarifa	Capacidade	Dir. Tráfego	Código Compartilhado	Designação	Quadro de Rotas	Índice de Restritividade da ANAC
41	Gana	1	3	2	1	1	1	18
42	Grécia	3	3	2	2	3	3	30
43	Guatemala	1	1	1	1	1	1	11
44	Guiana	2	3	1	2	1	3	24
45	Hong Kong	2	1	2	2	1	2	18
46	Hungria	3	3	2	3	1	3	30
47	lêmen	1	1	1	1	1	1	11
48	Índia	1	2	2	1	1	1	15
49	Iraque	3	3	3	3	3	3	33
50	Islândia	1	1	1	1	1	1	11
51	Israel	1	1	1	1	1	1	11
52	Itália	1	3	2	1	1	1	18
53	Jamaica	1	1	1	1	1	1	11
54	Japão	2	3	2	1	1	3	23
55	Jordânia	1	1	1	1	1	1	11
56	Kuaite	1	1	2	1	1	1	12
57	Líbano	3	3	1	3	1	3	29
58	Luxemburgo	2	3	2	2	1	1	23
59	Macau	3	3	2	2	1	3	28
60	Malásia	3	3	1	3	1	3	29
61	Marrocos	2	3	3	1	1	1	22
62	México	2	2	2	1	1	1	18
63	Moçambique	2	3	2	1	1	3	23
64	Namíbia	1	1	1	1	1	1	11
65	Nigéria	1	3	2	1	1	1	18
66	Nova Zelândia	1	1	1	1	1	1	11
67	Omã	1	1	2	1	1	1	12
68	Países Baixos	3	3	2	2	1	1	26
69	Panamá	1	2	1	1	1	1	14
70	Paraguai	1	1	1	1	1	1	11
71	Peru	2	2	1	1	1	1	17

Nº	Países	Tarifa	Capacidade	Dir. Tráfego	Código Compartilhado	Designação	Quadro de Rotas	Índice de Restritividade da ANAC
72	Polônia	3	3	3	1	1	3	27
73	Portugal	3	3	2	2	2	1	27
74	Quênia	1	1	2	1	1	1	12
75	Reino Unido	1	3	2	1	1	1	18
76	Rep. Dominicana	1	1	1	1	1	1	11
77	Rússia	1	3	2	2	1	3	22
78	Senegal	2	3	1	1	1	3	22
79	Serra Leoa	1	1	1	1	1	1	11
80	Seychelles	1	1	2	1	1	1	12
81	Sint Maarten	1	1	1	1	1	1	11
82	Sudão	1	1	2	1	1	1	12
83	Suíça	1	1	1	1	1	2	12
84	Suriname	2	2	1	1	1	1	17
85	Tailândia	3	3	2	3	3	3	32
86	Tanzânia	1	1	2	1	1	1	12
87	Togo	1	1	1	1	1	1	11
88	Trinidad e Tobago	2	3	1	3	1	3	26
89	Turquia	1	3	2	1	1	2	19
90	Ucrânia	2	3	2	2	1	3	25
91	Uruguai	1	1	1	1	1	1	11
92	Venezuela	2	3	2	2	1	3	25
93	Zâmbia	1	1	1	1	1	1	11
94	Zimbabue	1	1	1	1	1	1	11
95	Bahamas	1	1	1	1	1	1	11
96	Sérvia	1	1	2	1	1	1	12
97	Vietnã	1	1	2	1	1	1	12
98	Guiana Francesa	2	3	2	1	1	3	23
99	Guine-Bissau	3	2	1	1	1	1	20
100	Maurício	3	2	1	1	1	1	20

2. Testes estatísticos e resultados adicionais do estudo ANAC-BID

a. Análise da quebra de tendência da seção 2.2:

Nesta seção é apresentada a análise estatística da quebra de tendência apresentada na seção 2.2 do estudo.

A equação estimada é: $Pax = \beta_0 + \beta_1 * \text{mês.ano} + \alpha_0 * \text{dum} + \alpha_1 * (\text{mês.ano} * \text{dum}) + \epsilon$

Ou seja, a data da quebra é identificada pela variável binária “dum” (*dummy* em inglês) que assume o valor 1 após aquela data. Se o coeficiente α_1 é positivo, isto indica que a evolução do tráfego a partir daquele período (dado por um mês e ano, exemplo: 12/2008) é superior àquela do período anterior.

A tabelas abaixo apresentam os resultados para a estimação da possível quebra de tendência para os anos de 2007, 2008 e 2009. Os resultados não rejeitam a hipótese de quebra de tendência nestes anos.

Regressão com var. binária pós- 2008	
Dependent variable:	
Pax	
mês.ano	3,826.553*** (395.194)
dum	-548,926.800*** (71,389.490)
mês.ano:dum	6,068.208*** (623.951)
Constant	552,357.200*** (22,074.930)
Observations	180
R2	0.922
Adjusted R2	0.921
Residual Std. Error	107,300.800 (df = 176)
F Statistic	695.731*** (df = 3; 176)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Regressão com var. binária pós- 2009

Dependent variable:	
Pax	
mês.ano	4,545.160*** (333.221)
dum	-688,478.900*** (91,789.060)
mês.ano:dum	6,413.513*** (697.010)
Constant	528,056.600*** (20,921.810)
Observations	180
R2	0.921
Adjusted R2	0.920
Residual Std. Error	107,958.800 (df = 176)
F Statistic	686.563*** (df = 3; 176)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Regressão com var. binária pós- 2007

Dependent variable:	
Pax	
mês.ano	3,062.792*** (476.260)
dum	-503,919.600*** (57,683.550)
mês.ano:dum	6,378.820*** (615.445)
Constant	575,507.400*** (23,303.510)
Observations	180
R2	0.924
Adjusted R2	0.923
Residual Std. Error	105,838.000 (df = 176)
F Statistic	716.729*** (df = 3; 176)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

b. Testes estatísticos dos modelos de dados em painel MQO da seção 3.2

Nesta seção são apresentados alguns resultados dos testes relativos ao modelo MQO de efeitos fixos.

Teste de Hausman (determinação de efeitos fixos versus aleatórios)

Hausman Test

```
data: log(Pax) ~ log(gdpCapita) + log(Irest) + log(comex) + log(populacao.x) + ...
chisq = 96.739, df = 19, p-value = 0.000000000002076
alternative hypothesis: one model is inconsistent
```

O resultado do teste indica que o modelo de efeitos aleatórios é inconsistente.

Teste F para a presença de efeitos fixos

F test for individual effects

```
data: log(Pax) ~ log(gdpCapita) + log(Irest) + log(comex) + log(populacao.x) + ...
F = 306.61, df1 = 104, df2 = 969, p-value < 0.0000000000000022
alternative hypothesis: significant effects
```

O resultado indica que o modelo de pooling (sem efeitos fixos) deve ser rejeitado.

Teste de autocorrelação de Wooldridge para painéis com efeitos fixos.

wooldridge's test for serial correlation in FE panels

```
chisq = 33.426, p-value = 0.000000007404
alternative hypothesis: serial correlation
```

O resultado do teste indica a presença do problema da autocorrelação dos resíduos.

c. Modelo MQO com efeitos fixos apenas para os anos

Nesta seção é apresentado o modelo sem os efeitos fixos dos mercados, mantendo-se apenas as *dummies* de anos. Desta forma, pode-se estimar diretamente os efeitos das características dos mercados que são importantes e não sofrem variação ao longo do período. No modelo gravitacional esta variável é a distância entre os mercados (também captada por um termo quadrático); a equação estimada é portanto:

$$\log(Pax_{it}) = \beta_1 \log(gdpCapita_{it}) + \beta_2 \log(Irest)_{it} + \beta_3 \log(comex_{it}) + \beta_4 \log(populacao.x_{it}) + \beta_5 \log(DistanciaMilhas_{it}) + \beta_6 \log(DistanciaMilhas_{it})^2 + \beta_7 (Pax > 1) + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

O intuito é testar se o transporte aéreo internacional brasileiro é bem capturado pelo modelo tradicional; os efeitos fixos a cada ano são a forma de captar alguma mudança generalizada na demanda pelo transporte aéreo (em função da liberalização, por exemplo) ou mesmo um comportamento anômalo da demanda em determinado(s) ano(s)¹.

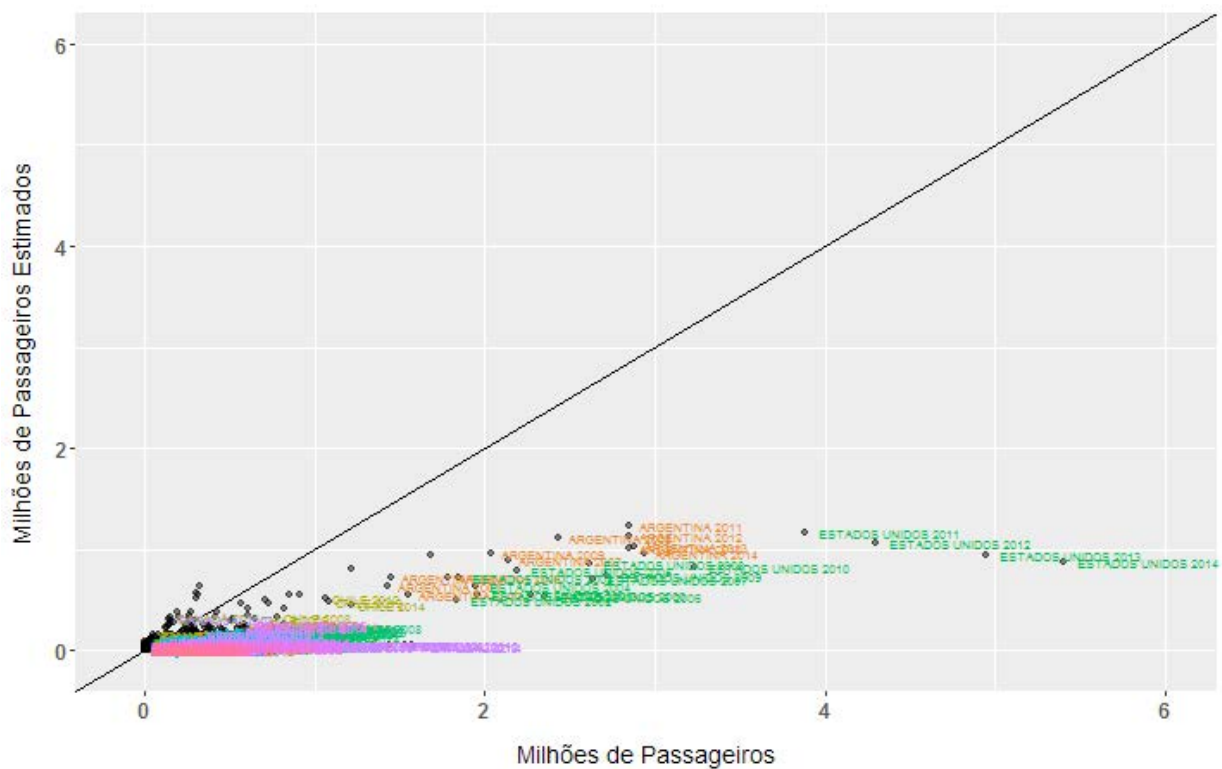
O resultado da estimação segue abaixo. A primeira coluna apresenta a estimação com erros padrão, a segunda e terceira são as estimativas utilizando-se os erros robustos (Arellano e Newey-West respectivamente).

	Variável Dependente		
	default (1)	log(Pax) robust ARE (2)	robust NW (3)
log(gdpCapita)	0.718*** (0.050)	0.718*** (0.114)	0.718*** (0.053)
log(Irest)	-0.650*** (0.172)	-0.650** (0.308)	-0.650*** (0.194)
log(comex)	-0.093** (0.039)	-0.093 (0.073)	-0.093*** (0.036)
log(populacao.x)	0.635*** (0.047)	0.635*** (0.104)	0.635*** (0.050)
factor(Pax > 1)	10.058*** (0.107)	10.058*** (0.256)	10.058*** (0.143)
log(DistanciaMilhas)	-5.224*** (1.453)	-5.224 (3.620)	-5.224*** (1.510)
I(log(DistanciaMilhas)2)	0.217** (0.088)	0.217 (0.223)	0.217** (0.093)
Observations	1,080	1,080	1,080
R2	0.949	0.949	0.949
Adjusted R2	0.930	0.930	0.930
F Statistic (df = 7; 1058)	2,839.688***	2,839.688***	2,839.688***
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Embora os parâmetros mantenham significativos após os testes para heterocedasticidade e autocorrelação, e o valor para o índice de restritividade (-0.65) é próximo ao obtido no modelo MQO com efeitos fixos para os mercados (-0.7). O gráfico abaixo, porém indica que o modelo gera estimativas muito distantes do real número de passageiros dos mercados; nota-se que o modelo tem um viés de baixa bastante claro, com as estimativas quase sempre abaixo dos valores realizados.

1 Por exemplo, o encerramento das operações de empresas importantes. Cabe ressaltar que estas variáveis binárias não captam o efeito de acontecimentos que já estejam refletidos em outras variáveis do modelo, tal como a crise de 2008/2009, que é captada em parte pela queda no PIB dos países naquele período

Gráfico: Modelo gravitacional MQO com efeitos fixos para os anos



d. Análise Fatorial

A análise fatorial é uma metodologia estatística bastante utilizada para lidar com o dilema da dimensão na análise de dados, isto é, quando o número de variáveis explicativas em um modelo é grande (e agrega pouca informação individualmente) em relação à disponibilidade de dados. Isto ocorre, via de regra, quando as variáveis estão correlacionadas como é o caso das cláusulas do ASAs conforme discutido na seção 3.2.

A solução proposta pela análise fatorial é substituir as variáveis originais por combinações lineares das mesmas. Estas combinações (chamadas de fatores) são obtidas de forma a extrair ao máximo as informações contidas nas variáveis explicativas originais.

Na tabela abaixo são apresentados os resultados obtidos no software R da extração dos fatores das cláusulas dos ASAs:

```
Loadings:
          Factor1 Factor2
Tarifa      0.60   0.56
Capacidade  0.96   0.20
CodigoCompartilhado 0.29   0.73
Designacao  0.13   0.52
Dir.Trafego 0.21   0.11
QR          0.48   0.48
```

```
          Factor1 Factor2
SS loadings  1.66   1.39
Proportion Var  0.28   0.23
Cumulative Var  0.28   0.51
```

```
Test of the hypothesis that 2 factors are sufficient.
The chi square statistic is 40.86 on 4 degrees of freedom.
The p-value is 0.0000000288
```

Os “loadings” são as associações de cada uma das cláusulas com os fatores extraídos pela análise fatorial. Já os resultados na parte de baixo da tabela indicam que os 2 fatores juntos são responsáveis por 51% da variância dos dados originais.

Seguindo a metodologia exposta no Anexo do artigo de Piermartini e Rousová (2013), os “loadings” das cláusulas dos ASAs nos fatores são ponderados pelas variâncias associadas a estes fatores, obtendo-se os respectivos pesos finais das cláusulas a serem utilizados no novo índice de restritividade. Matematicamente, temos:

$$w_i = \sum_{j=1}^2 \frac{\text{loading}_{ij}}{\sum_{i=1}^6 \text{loading}_{ij}} * \text{variância}_j$$

Onde:

w_i é o peso final da cláusula i

j é o fator.

Foram obtidos os seguintes pesos finais de cada uma das cláusulas:

FactorWeights	Cláusulas
0.22057024	Tarifas
0.31496456	Capacidade
0.01792148	Direitos de Tráfego
0.20197914	Cód. Compartilhado
0.09264429	Designação
0.15192029	Quadro de Rotas

Os pesos acima são então utilizados em substituição aos pesos originais do Índice de Restritividade da Anac na estimação quasipoisson, conforme reportado na seção 4.3.

3. Relatório da consultoria do BID sobre a estimação do AIR dos ASAs

Neste anexo são apresentados testes e especificações adicionais que corroboram os resultados obtidos neste Estudo ANAC-BID.

a. Autocorrelação e persistência

Um dos problemas que determina o tipo de análise a ser realizada é a característica das séries de volume de passageiros transportado por destino (país). Mesmo a série não sendo longa pode-se observar alta persistência no volume transportado de um ano para outro nos principais destinos. Para caracterizar a persistência foi estimada a relação entre o log do volume de passageiros no período corrente contra o período defasado. Analisando a autocorrelação dos principais mercados foram encontrados os valores descritos a seguir:

Tabela A1 – Coeficiente de Autocorrelação do Log do Total de Passageiros Transportados, 2000-2014

Mercado	Coeficiente
ÁFRICA DO SUL	0.752
ALEMANHA	0.948
ANGOLA	0.929
ARGENTINA	0.885
ARUBA	0.456
BOLÍVIA	0.582
CANADÁ	0.889
CHILE	0.952
COLÔMBIA	1.052
ESPAÑA	0.941
ESTADOS UNIDOS	1.124
FRANÇA	0.877
ITÁLIA	0.911
MÉXICO	0.906
PANAMÁ	0.897
PARAGUAI	0.832
PAÍSES BAIXOS	0.757
PERU	0.922
PORTUGAL	0.928
REINO UNIDO	1.034
SURINAME	0.790
SUÍÇA	0.839
URUGUAI	0.918
VENEZUELA	0.633

Esta persistência apresentada na Tabela A1 mostra que as séries de volume de passageiros podem ser altamente persistentes, trazendo problemas para a análise tradicional de regressão. Isto caracteriza a necessidade de especificações e estatísticas que contemplem este problema.

Para demonstrar este problema apresentamos os resultados de testes de autocorrelação dos resíduos. As regressões estimadas seguem como base os modelos apresentados no corpo do texto do Estudo ANAC-BID.

No modelo de MQO mais simples – regressão do log do volume de passageiros em função da população distância, PIB, índice de restritividade e *dummies* de tempo – o coeficiente de autocorrelação estimado foi de 0.92 (com erro-padrão robusto de 0.012). Estimando a mesma equação,

mas utilizando a estimação de efeitos fixos (intragrupo), foi encontrada auto-correlação de 0.56 (com erro-padrão robusto de 0.07). Em ambas estimativas, está presente auto-correlação que distorce as estatísticas do modelo em questão. Portanto, para se realizar inferência nos modelos de em análise é necessário utilizar erros robustos à autocorrelação e a heterocedasticidade ou modelos desenhados para este problema (como FGLS).

b. Problema de atrito do painel

→ Teste de atrito

Teste básico para existência de atrito em dados de painel é apresentado no trabalho de Nijman e Verbeek (1992)². O teste mais simples para viés de seleção seria estimar o modelo de interesse incluindo como regressor a variável s_{it-1} . Esta variável adicional é indicadora que assume o valor 1 (um), quando se observa a variável de interesse no período, e 0 (zero), quando não se observa.

A hipótese nula do teste é a de que o erro u_{it} é não-correlacionado com a variável s_i em qualquer período de tempo. Assim, a presença no mercado no período anterior ($t-1$) não deve ser significativa na equação no período t ³. Para testar exclusivamente o caso de atrito no painel é necessário incluir a variável indicadora um período a frente, ou seja s_{it+1} , conjuntamente com a variável defasada s_{it-1} .

Foi realizado teste incluindo mercados quando o número de passageiros transportados é zero. Rodamos a regressão de interesse para o modelo de painel. A regressão estudada é do log de passageiros transportado por destino como função do log do PIB, população, comércio entre países e do índice de restritividade, incluindo a variável indicadora de presença tanto um período para trás, bem como um período à frente. Para esta regressão as variáveis indicadoras (*dummies*) são diferentes de zero ($s_{it-1} = 1.054$ e $s_{it+1} = 1.149$), com erro-padrão muito baixo: 0.157 e 0.163, respectivamente.

→ Correção do viés: solução de probabilidade inversa

Um dos problemas da correção do viés de seleção consiste na pouca literatura para solucionar este problema em estruturas de painel de dados. Uma solução proposta é a chamada *ponderação de probabilidade inversa*⁴. Para se aplicar esta solução algumas hipóteses precisam ser assumidas. No caso é necessário ter amostra aleatória da população em $t = 1$. Idealmente, a cada ponto do

2 T. Nijman e M. Verbeek, “Nonresponse in Panel Data: The Impact of a Life Cycle Consumption Function.” *Journal of Applied Econometrics*, 7, 1992, pp. 243-257. Wooldridge, 2002, cap 17, secção 17.7.2. Anastasia Semykina e Jeffrey M. Wooldridge, “Estimation of Dynamic Panel Data Models with Sample Selection.” *Journal of Applied Econometrics*, 28, 47-61, 2013.

3 A regressão deve ser realizada com o painel não-balanceado, ou seja, sem contar informações quando a variável de interesse for igual a zero. No painel não-balanceado não faz sentido incluir a variável s_{it} pois a variável de interesse será zero.

4 A solução proposta é de Moffit, Fitzgerald e Gottschalk, 1999, adaptada por Jeffrey Wooldridge, “Inverse Probability Weighted M-Estimation for General Missing Data Problems,” *Journal of Econometrics*, 141, 1281-1301, 2007 e Wooldridge, 2002, cap. 17. De acordo com Badi Batalgi, Peter Egger e Michael Pfaffermayr. “Panel Data Gravity Models of International Trade.” In: Badi Batalgi (org.), *The Oxford Handbook of Panel Data*. Oxford, Oxford University Press, 2014, este tipo de solução é largamente utilizada na literatura de comércio internacional (veja seção 5.1).

tempo t deveríamos observar a variável dependente e os regressores para toda unidade que compõe amostra no tempo inicial. Todavia, apenas observamos as variáveis se $s_{it} = 1$. O problema pode ser solucionado se assumirmos que z_{it} , (y_{it}, x_{it}) são independentes, condicionalmente a serem observáveis no primeiro período da amostra⁵:

$$\text{Prob}(s_{it} = 1 \mid y_{it}, x_{it}, z_{it}) = \text{Prob}(s_{it} = 1 \mid z_{it}), t = 2, \dots, T.$$

Esta hipótese é chamada de seleção sobre os observáveis, pois assumimos que z_{it} é um previsor forte o suficiente de seleção em cada período de tempo tal que a distribuição de s_{it} não depende de (y_{it}, x_{it}) .

A estimação da ponderação de probabilidade inversa é realizada em duas etapas. Na primeira se estima um probit ou logit de s_{it} contra o vetor z_{it} . Um ponto importante é que as unidades que aparecem no primeiro período são usadas nos períodos seguintes. Após a estimação do probit ou logit se calcula o valor previsto, p_{it} , de s_{it} a partir do modelo.

No segundo passo da estimação, a função objetivo para (i, t) é ponderada por $1/p_{it}$. Para estimação em geral, a função objetivo é a seguinte:

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (s_{it}/p_{it}) q_t(y_{it}, x_{it}, \theta)$$

q_t é a função objetivo em cada período de tempo. Para se estimar a equação acima utilizamos a informação que realmente temos sobre o painel, ou seja, para $s_{it} = 1$. Esta função pode ser estimada por algoritmos gerais como de máxima verossimilhança, bem como por MQO. Para o estimador de MQO q_t é a função do quadrado do resíduo e para MLE parcial q_t é a função de log-verossimilhança.⁶

Na Tabela B1 é apresentado o resultado do modelo estimado para o caso com a correção do viés de seleção, utilizando a estratégia da inversa da probabilidade. Na primeira coluna é mostrada a estimação ingênua sem correção. Neste caso temos $s_{it} = 1$ e $s_{it} = 0$, ou seja, foram mantidos os dados quando observados zero de volume transportado de passageiros (PAX). Quando rodados o modelo para este caso, a estimativa do índice de restrição é elevada, sendo -1.91. Quando rodados com a ponderação, o coeficiente fica em -0.32 em todos os casos da regressão ponderada. Entretanto, nenhum dos coeficientes é significativo. Cabe observar que quando comparados com o resultado de efeitos fixos, a correção do viés de seleção tem potencial para reduzir o parâmetro de interesse (coeficiente associado ao índice de restrição).

5 Aqui y_{it} é a variável dependente, x_{it} é a matriz de regressores e z_{it} são previsores de presença de $y_{it} > 0$, ou seja, se $s_{it} = 1$.

6 Semykina e Wooldridge (2013) apresentam solução para painel dinâmico, que é relativamente mais complicada do que a apresentada aqui. Para se estimar de acordo com a solução de Wooldridge é necessário estimar o primeiro passo como descrito aqui, formar um termo com a inversa da razão de Mills, e estimar o modelo de interesse por NLLS ou GMM. Realizamos esta estimação aqui, mas o resultado não foi significativo.

Tabela B1 – Estimação do Modelo por Efeitos Fixos e Correção do Problema de Atrito do Painel

	Base*	Corr. Seleção	Efeitos Fixos	Base restrita (s = 1 em 2000)	
				Corr. Seleção 2	Efeitos Fixos
	-1.91323	-0.32405512	-0.27900429	-0.32269861	-0.25997075
Ind. restrit.	0.0205**	0.2515	0.2838	0.2253	0.2858
	19.0785	3.8612643	3.0164123	5.1028717	3.3394138
Pop	0***	0.2884	0.3351	0.1446	0.258
	0.59676	0.3301311	0.22722631	0.20331926	0.18945485
PIB	0.007***	0.0217**	0.0168**	0.016**	0.0103**
	0***	0.0801*	0.0872*	0.0474**	0.052*
Com. Exterior	0***	0.0801*	0.0872*	0.0474**	0.052*
r2	0.83890	0.95031302	0.95358308	0.94137248	0.94538848
N	449	316	330	283	297

Nota: O p-valor está abaixo dos coeficiente. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. Todos os erros são robustos a estrutura do painel. Todas as variáveis em log. Séries entre 2000 e 2014. N representa o número total de observações.

→ Solução Olley Pakes

Um dos artigos mais influentes na literatura de organização industrial é o trabalho de Steven G. Olley e Ariel Pakes em que se estima a produtividade de um setor controlando pelo problema de seleção endógena⁷. Aqui é apresentado brevemente a estratégia de identificação estrutural utilizada pelos autores para tratar do problema de atrito no painel.

No caso em análise, foi estudado o comportamento do mercado, enquanto que a análise de Olley e Pakes é originalmente desenhada para firmas. No caso do tráfego internacional de passageiros, firmas podem se confundir com mercados, especialmente para os casos em que ocorrem saída ou entrada. Em outras palavras, quando observamos a saída de um mercado da base de dados, estamos na verdade observando a saída de uma única empresa representativa. Sendo assim, a solução adotada por Olley e Pakes parece ser adequada para o presente problema.

A seguir vamos resumir a idéia estrutural de correção de viés de Olley e Pakes. Teoricamente a decisão de saída de um mercado pode ser dada por:

$$\chi_j = \begin{cases} 1 & \text{se } w_{jt} \geq \bar{w}(k_{jt}) \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (1)$$

7 Steven G. Olley e Ariel Pakes. "The Dynamics of Productivity in Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 64, 1996, pp. 1263-1297. Veja também Daniel Ackeberg, C. Lanier Benkard, Steven Berry e Ariel Pakes. "Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes." *In Handbook of Econometrics*. Volume 6A. Amsterdam, North Holland, 2007, cap. 63.

Quando a valor de χ_{jt} assume 1, a empresa continua no mercado, quando assume 0, ela deixa o mercado. A regra de continuação de operação é a de que a empresa não receba choques de produtividade que a façam deixar o mercado. Os choques de produtividade que uma empresa recebem a todo o período dependem dos choques passados, de seu tamanho (que pode ser medido pelo estoque de capital) e pelo tempo de operação naquele mercado. Estas variáveis formam as variáveis de estado (k) que determinam o valor mínimo w . Este valor diz qual o nível de produtividade que a empresa consegue operar por mais um período no mercado. Se ela recebe um choque e o seu nível de produtividade passa a ser inferior, então ela decide deixar o mercado.

A probabilidade de um mercado continuar ativo na base de dados de passageiros (no período t) é condicional à informação conhecida no período anterior.

$$Prob(\chi_{jt} = 1 | I_{jt-1}) = Prob(w_{jt} \geq w_j(k_{jt}) | I_{jt-1})$$

Após algumas hipóteses e manipulações matemáticas, Olley e Pakes mostram que teoricamente que:

$$Prob(\chi_{jt} = 1 | I_{jt-1}) = \Phi_t(i_{jt-1}, k_{t-1}) = P_{jt} \quad (2)$$

A probabilidade da empresa continuar a servir o mercado j depende das variáveis de estado do período anterior (resumidas em $kt-1$) e nível de investimento em $t - 1$ ⁸. A equação (2) pode ser estimada não-parametricamente. Olley e Pakes seguem duas alternativas de estimação. A primeira é utilizar um modelo probit com polinômio de 4ª ordem nas variáveis de estado (i e k) como um índice latente. A segunda é utilizar uma estimativa por métodos de kernel⁹. Para firmas caracterizadas pelas variáveis de estado, os autores realizam estimativas consistentes de sobrevivência das firmas (P_j) no período t .

Para o caso em análise, o importante é justamente controlar pelas variáveis de estado no período anterior e pela previsão de sobrevivência das empresas no período corrente. Para impletação da estimação proposta por Olley e Pakes primeiro é necessário estimar o modelo probit expandido pela inclusão das variáveis de estado e por um polinômio. Como destacado por Ackeberg *et al* (2007), a diferença para métodos como o de *propensity score* é a de que a estratégia de Olley e Pakes é controlada pelas variáveis de estado das empresas.¹⁰

8 Na verdade, o investimento aparece aqui como uma nova variável de estado.

9 No artigo original as variáveis de estado são investimento ($t-1$), estoque de capital ($t-1$) e idade da firma ($t-1$). Sobre o conceito de estimativas de kernel veja Trevor Hastie, Robert Tibshirani e Jerome Friedman. *Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference and Prediction*. 2a ed. Springer, 2009, cap. 6.

10 Para a estimação da equação de interesse, Olley e Pakes utilizam estimativas de mínimos quadrados não-linear com expansão polinomial de quarta ordem ou com kernel. No caso estudado aqui não existe necessidade do método utilizado pelos autores pois não é preciso separar variáveis endógenas.

Foi estimado o resultado para o índice de restrição para 3 casos:

- 1. Mínimos quadrados ponderados pela probabilidade inversa ($1/p_{it}$)
- 2. Regressor semiparamétrico de Robinson¹¹ para p_{it}
- 3. Regressão semiparamétrica com expansão polinomial para p_{it} e a primeira diferença do $\ln(pax)$ em $t - 1$.

Em todos os modelos foram incluídos efeitos fixos, *dummies* de tempo e as variáveis dependentes: log do PIB per capita, log da participação do comércio externo e o log do índice de restrição (todas em t).

Tabela B2 – Estimação do Modelo com Correção do Problema de Atrito do Painel por Probabilidade Inversa e Semi-paramétricos (Olley-Pakes)

	MQO ponderado	Robinson	Series
Ind. restrit.	-0.3405153 0.251	-0.3679359 0.014**	-0.40568 0.001***
PIB	0.2160352 0.007***	0.154027 0.004***	0.163213 0.012**
Comércio intern.	1.09523 0.073*	0.4272367 0.00***	0.437267 0.001***
Efeitos fixos	sim	sim	sim
<i>Dummies</i> de tempo	sim	sim	sim
N	306	306	306
Erro robusto	sim	não	sim

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. Erros são robustos a estrutura do painel quando indicados. Todas as variáveis em log. Séries entre 2000 e 2014 quando $s_t = 1$.

A estimativa do índice de restritividade parece ser estável entre as 3 alternativas de controle do viés de seleção (aqui apenas foi considerado o controle do viés de seleção sem analisar outros problemas). Com o MQO ponderado o coeficiente de restritividade não é significativo. Para o modelo de Robinson este apresenta falha em 5% e é significativo para o intervalo de 99% para o modelo semiparamétrico com expansão polinomial de terceira ordem.¹²

11 Paul M. Robinson. “Root-n-consistent semiparametric regression.” *Econometrica*, 56, 1988, pp. 931–954.

12 No caso do modelo de Robinson, o coeficiente de interesse pode não ser significativo caso fosse utilizado o erro robusto.

c) Modelagem por GMM

Um dos problemas que pode existir na equação de interesse é a endogenia entre regressores e variável dependente. A questão colocada aqui é o fato de que volume de passageiros é determinado ao mesmo tempo que o comércio exterior do Brasil com os seus parceiros comerciais. Isto significa que existe uma relação de interdependência entre as duas variáveis. Este problema é conhecido como viés de simultaneidade em econometria. Para se resolver o viés de simultaneidade é necessário entender que, no caso, volume de passageiro e fluxo comercial são definidos ao mesmo tempo.

Para se estimar modelos de comércio é comum o uso da equação gravitacional. Em sua formulação mais simples, essa equação relaciona as exportações e/ou importações a medidas de renda das economias envolvidas na atividade de comércio e como função inversa da distância entre os países. Deste modo, a equação geral de comércio relaciona o fluxo comercial X_{ijt} das empresas país i com os consumidores do país j no período de tempo t com a medida potencial de custos de fluxo comercial (Rijs). A equação de interesse seria estimar:

$$X_{ijt} = l_{it} m_{jt} R_{ijt}^b \quad (3)$$

Nesta equação l_{it} representa os fatores específicos no tempo dos exportadores, enquanto que m_{jt} são os fatores específicos dos importadores. O parâmetro b é conhecido como a elasticidade parcial do comércio em relação aos custos variáveis do comércio internacional.¹³ Como o fluxo de passageiros é relacionado ao fluxo comercial, estas variáveis podem ser interpretadas como determinadas simultaneamente dentro do intervalo de tempo.

Portanto, quando estimamos a equação de interesse do fluxo de passageiros, temos que levar em conta que ao mesmo tempo ocorre a determinação do fluxo de comércio internacional do Brasil com vários parceiros. Nesse caso, a técnica que explora a existência de outra equação é a estimação por variáveis instrumentais. Isto significa que estimamos a equação:

$$Pax_{it} = X_{ijt} IR_{it} \phi_t V_i \quad (4)$$

Sabendo que:

$$X_{ijt} = l_{it} m_{jt} R_{ijt}^b \quad (3)$$

Tal que Pax_{it} representa o número de passageiros transportados entre o Brasil e o destino i no período t , X_{ijt} é a o fluxo comercial da equação (3), IR_{it} representa o índice de restritividade e ϕ_t e V_i são controles de tempo e mercado, respectivamente. Isto significa que a relação descrita pela equação gravitacional (3) determina o nível de comércio externo entre o Brasil e outros países. Por sua vez, este fluxo de comércio internacional é o grande determinante do fluxo de passageiros entre dois destinos. Esta relação entre as duas equações deve ser levada em conta para se estimar

13 Veja Badi Batalgi, Peter Egger e Michael Pfaffermayr, 2014, op. cit.

a equação (4), pois o fluxo comercial afeta diretamente o fluxo de passageiros enquanto que os determinantes da equação gravitacional não possuem relação direta com esta variável.¹⁴

Assim, foi estimada a equação de interesse do volume de passageiros como função do comércio internacional controlando pelo fato de que o último é determinado pela equação gravitacional. O modelo foi estimado por duas técnicas de variáveis instrumentais: 2SLS e matriz de pesos do GMM¹⁵. Devido ao problema de autocorrelação nos resíduos, foram estimados os modelos utilizando erros robustos de Newey-West.

Para estimar o impacto da mudança de política também foram estimadas variáveis indicadoras para novos acordos. Em análise de impacto de políticas sobre os mercados é comum que índices construídos como o do artigo de Piermartini e Rousová (2013) não demonstrem forte poder de explicação. Mesmo estudos que utilizam índices estabelecidos como o HHI apresentam problemas em relacionar a concentração a resultados de mercado como preço e produção.¹⁶

A técnica de avaliação de impacto de políticas por meio de variáveis *dummies* é largamente utilizada em economia. Esta literatura passa pela área geral de avaliação de políticas até para questões mais específicas como mudanças no nível de concorrência.¹⁷ Uma das motivações do uso de variáveis *dummies* para avaliar políticas é a de que a relação entre um índice e a variável de interesse pode ser mais complicada do que a relação linear que se deseja estimar. Portanto, uma forma de evitar estes problemas é utilizar uma variável indicadora (*dummy*) para avaliar se ocorreu algum impacto da política sobre a variável de interesse (aqui o volume de passageiros). Outra vantagem de se utilizar a variável *dummy* é evitar a confusão de tendências da variável dependente com os regressores. Como a *dummy* não possui tendência, com certeza, evita-se o problema de regressão espúria na análise do impacto de políticas.

De acordo com a ANAC, o principal componente do índice de restritividade é a restrição de capacidade. Como a restrição de capacidade apenas pode assumir valores de 1, 2 e 3, foi estimada utilizando uma *dummy* para indicar o caso de mercado restrito. O mercado é considerado restrito quando o índice de capacidade é igual a 1. Ele passa a ser zero quando a restrição diminui e existe alguma negociação do Brasil com estes destinos. Após a avaliação de impacto utilizando a *dummy* de restrição serão apresentados os mesmos resultados com o índice de restritividade.

14 Piermartini e Rousova (2013) citam vários artigos que mostram a importância da relação comercial para determinar o volume de passageiros. Roberta Piermartini e Linda Rousová. "The Sky Is Not Flat: How Discriminatory Is the Access to International Air Services?" *American Economic Journal: Economic Policy*. 5 (3), 2013.

15 Veja por exemplo: Jeffrey Wooldridge, 2002, op. cit., cap. 8; e Fumio Hayashi, *Econometrics*. Princeton, Princeton University Press, 2000, cap. 3.

16 Veja por exemplo Timothy Bresnahan e Peter Reiss, "Entry and Competition in Concentrated Markets." *Journal of Political Economy*, 99 (5), 1991, pp. 977-1009, e Daniel S. Hosken, Luke M. Olson e Loren K. Smith, "Do Retail Mergers Affect Competition? Evidence from Grocery Retailing." Federal Trade Commission, Bureau of Economics Working Paper n. 313, Dezembro 2012.

17 Para uma resenha geral sobre avaliação de políticas veja Guido Imbens e Jeffrey Wooldridge, "Recent Developments in the *Econometrics of Program Evaluation*." *Journal of Economic Literature*, 47 (1), 2009, pp. 5-86. Para o artigo geral sobre mudança da concorrência com *dummies* de múltiplos níveis veja Orley Ashenfelter, David Ashmore, Jonathan B. Baker, Suzanne Gleason e Daniel S. Hosken, "Empirical Methods in Merger Analysis: Econometric Analysis of Pricing in FTC v. Staples." *International Journal of the Economics of Business*, 13 (2), 2006. Para aplicação em mercados agregados veja Benjamin Bridgman, Victor Gomes e Arilton Teixeira, "Threatening to Increase Productivity: Evidence from Brazil's Oil Industry." *World Development*, 39 (8), 2011, pp. 1372-1385.

→ Impacto da negociação de restrição de capacidade

Os resultados apresentados a seguir se aplicam para o caso da variável indicadora de mudança na política. Neste caso, a variável *dummy* é 1 (um), para o mercado mais restrito, e zero, quando o índice de restrição assume 2 ou 1. Portanto, estaremos comparando com cenários em que ocorreram negociações em torno de maior liberação do mercado aéreo com cenários em que essa negociação não ocorreu. O que se espera com estes resultados aqui é de que grande parte do impacto competitivo já seja capturado pela liberação na restrição de capacidade.

O primeiro modelo estimado para servir de caso base é o log do volume de passageiros como função apenas da variável indicadora de restrição de capacidade, do log da distância dos mercados e do log do volume de PAX no ano inicial do painel (2004). Esta variável inicial faz o papel de efeito fixo. Ela também implicitamente pode assumir o papel de tamanho ou importância histórica do mercado (numa análise de efeitos fixos).¹⁸ Na segunda coluna foi incluída a variável de comércio para controlar por deslocamentos na demanda como função do fluxo comercial. Para ambos os modelos o resultado é similar, com efeito de -0.16, o que equivale que mercados mais restritos operaram com 15% menos usuários do que os mercados que entraram em negociação. De outra forma, pode-se dizer que o impacto da política foi de mudança do nível de passageiros em 15%.

Tabela M1 – Regressão do Log do Volume de Passageiros, Variável Indicadora de Restrição

Variáveis	Modelo		
	MQO	MQO	GMM
D Restrição	-0.1644	-0.1635	-0.161943
	0.089*	0.091*	0.033**
Comércio		-0.025	-0.23886255
		0.5333	0.0094***
Distância	-0.10866	-0.09845	
	0.0466**	0.0531**	
PAX 2004	0.9133	0.93	1.119377
	0***	0***	0***
Erros Robustos	sim	sim	
F	49707.3	47585.319	177.80435
r2			0.91726757
N	270	270	270

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. . (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. Modelos GMM estimados utilizando o método generalizado (matriz de pesos), tendo como instrumentos exclusivos para Comércio o PIB per capita e a distância entre os mercados. Os modelos MQO utilizam erro-padrão robusto Newey-West. Todas as variáveis estão em logaritmo natural. As estimações incluem *dummies* de grandes fusões e entrada. As séries são de 2004 a 2014.

¹⁸ O uso da condição inicial do mercado é muito utilizado nos estudos de crescimento das firmas. Veja por exemplo John Sutton, "Gibrat's Legacy." *Journal of Economic Literature*, 35, 1997, pp. 40-59.

Todavia, como salientado anteriormente, parece existir endogenia forte entre a determinação do volume de passageiros e os condicionantes de demanda, caso do comércio exterior. Para tentar lidar com esta questão foi estimada a relação supondo que a variável de comércio é identificada por uma equação gravitacional. Estratégia similar de motivação, com duas equações simultâneas, foi adotada por Egger e Pfaffmeyr (2004) para estudo de fluxos internacionais de comércio e investimentos.¹⁹ Quando controlada pela equação gravitacional os resultados são similares aos modelos estimados no Estudo ANAC-BIB, como pode ser observado na Tabela M1. Todavia, devido a característica da base de dados (anual), não foi possível realizar a estimação utilizando erros robustos.

Em seguida, na Tabela M2 foi comparado o resultado do modelo de variáveis instrumentais (GMM) com dois modelos que corrigem para o problema de atrito do painel. Após vários testes de solução de atrito do painel, escolhemos aplicar um polinômio de terceira ordem, como sugerido por Olley e Pakes (1996). Esta estimação está na terceira coluna e utiliza a combinação polinomial entre os valores do probit estimado anteriormente e a variável de comércio internacional. A interação entre as duas variáveis controla ao mesmo tempo pelo problema de atrito bem como o problema de viés de simultaneidade. Isto provê uma alternativa a estimação GMM.

Tabela M2 – Regressão do Log do Volume de Passageiros com Controle de Atrito do Painel, Variável Indicadora de Restrição

Variáveis	GMM	Robinson	Polinômio
D Restrição	-0.16194 0.033**	-0.14454 0.3763	-0.22958 0.0005***
Comércio	-0.23886 0.009***	-0.01036 0.8576	15.8122 0.6283
Distância		-0.04225 0.6664	
PAX 2004	1.11937 0***	0.868236 0***	0.852671 0***
Erros Robustos			sim
F	177.8044	77905.94	
r2	0.917268	0.915177	0.946707
N	270	270	270

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. Modelos GMM estimados utilizando o método generalizado (matriz de pesos), tendo como instrumentos exclusivos para Comércio o PIB per capita e a distância entre os mercados. Os modelos MQO utilizam erro-padrão robusto Newey-West (ou HAC). Todas as variáveis estão em logaritmo natural. As estimações incluem *dummies* de grandes fusões e entrada. As séries são de 2004 a 2014.

19 Egger, Peter H. and Michael Pfaffermayr, "Distance, Trade and FDI: A Hausman-Taylor SUR Approach." *Journal of Applied Econometrics*, 19(2), 2004, pp. 227-246. Veja também Batalgi, Egger e Pfaffmeyr, 2014, op. cit.

Na Tabela M2 pode-se comparar a primeira coluna com a terceira, i.e. o resultado da regressão de GMM com a semi-paramétrica.²⁰ Comparando a variável de interesse, a variável indicadora de restrição, observa-se que o modelo GMM contabiliza, aproximadamente, por redução do fluxo dos mercados restritos em 15%, enquanto que com a estimação semi-paramétrica foi encontrado 20% de impacto da política. O modelo estimado pelo método semi-paramétrico de Robinson não foi significativo para a variável de interesse.

→ Índice de Restritividade

Nesta sub-seção são apresentados os resultados quando se substitui a variável *dummy* de restrição pelo índice de restritividade da ANAC. A visão geral dos resultados para o índice de restritividade é de obtenção de poucos modelos estatisticamente significativos. Como discutido acima, este resultado já era esperado pois a relação entre índices e variáveis de mercado pode ser mais complicada do que a que pode ser capturada pela teoria atual.²¹ Mesmo não obtendo modelos significativos se observa que os resultados são de relação negativa entre o índice e o volume de passageiros. Isto reforça os resultados do Estudo ANAC-BIB e das demais estimativas deste anexo.

Modelos GMM foram recorrentemente mais significativos do que estimativas de MQO com e sem controle de atrito do painel. Na Tabela M3 é apresentado quatro resultados das estimações. Na primeira coluna é apresentada estimativa do modelo MQO do log do volume de passageiros como função do log do índice de restritividade da ANAC, do log da distância e do log do volume de passageiros de 2004. Na segunda coluna é apresentado o mesmo modelo com a adição do log do fluxo comercial entre o Brasil e outro mercado externo. Na terceira são estimativas GMM sem inclusão do log da distância. Destes modelos apenas é significativo para a variável de interesse o modelo GMM (função ponderada sem erro robusto). No caso do modelo GMM (terceira coluna da Tabela M3) a elasticidade foi de -0.232. Esta evidência não é muito forte, pois sem erro robusto, a auto-correlação e heterocedasticidade esperada leva a certa leniência estatística.

**Tabela M3 – Regressão do Log do Volume de Passageiros,
Log do Índice de Restritividade da Anac**

Variáveis	Modelo		
	MQO	MQO	GMM
Ind. Restritividade	-0.25408	-0.25089	-0.23239
	0.16030	0.16080	0.07310**
Comércio		-0.02374	-0.24787
		0.55570	0.0073***
Distância	-0.11195	-0.10234	
	0.03500**	0.04460**	

20 Lembrar que a estimação semi-paramétrica resolve o problema de viés de simultaneidade e atrito ao mesmo tempo.

21 Além deste problema também existe a questão de estimação com séries anuais, quando a variância tende a ser elevada.

	0.90651	0.92704	1.12052
PAX 2004	0.00***	0.00***	0.00***
Erros Robustos	sim	sim	
F	54069.10300	50599.09100	174.56141
r2			0.91575
N	270	270	270

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. Modelos GMM estimados utilizando o método generalizado (matriz de pesos), tendo como instrumentos exclusivos para Comércio o PIB per capita e a distância entre os mercados. Os modelos MQO utilizam erro-padrão robusto Newey-West (ou HAC). Todas as variáveis estão em logaritmo natural. As estimações incluem *dummies* de grandes fusões e entrada. As séries são de 2004 a 2014.

Na tentativa de buscar melhores modelos foram estimadas as regressões anteriores para o índice de restritividade incluindo a log da população, como no Estudo ANAC-BIB. Na Tabela M4, abaixo, são mostrados os mesmos modelos contendo a variável de população (que por simplicidade omitimos da Tabela). Infelizmente os resultados não foram muito superiores aos obtidos anteriormente, apenas com a variável de restritividade aumentando no modelo GMM (sem erro-padrão robusto) de -0.23 para -0.31.

**Tabela M4 – Regressão do Log do Volume de Passageiros,
Log do Índice de Restritividade da Anac, Inclusão do Log da População dos Mercados**

Variáveis	MQO		Modelo	Modelo
	MQO	MQO	GMM	GMM
Ind. Restritividade	-0.26	-0.27	-0.31	-0.17
	0.14	0.12	0.01**	0.24
Comércio		-0.07	0.10	1.64
		0.20	0.16	0.00***
Distância	-0.13	-0.14		
	0.02**	0.01**		
PAX 2004	0.89	0.93	0.86	
	0.00***	0.00***	0.00***	
Efeitos Fixos				sim
Erros Robustos	sim	sim		
F	50962.80	45801.90	182.73	91.75
r2			0.92	0.95
N	270	270	270	313

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. Modelos GMM estimados utilizando o método generalizado (matriz de pesos), tendo como instrumentos exclusivos para Comércio o PIB per capita e a distância entre os mercados. Os modelos MQO utilizam erro-padrão robusto Newey-West (ou HAC). Todas as variáveis estão em logaritmo natural. As estimações incluem *dummies* de grandes fusões e entrada. As séries são de 2004 a 2014.

Seguindo a estratégia anterior são apresentados os resultados para o modelo semi-paramétrico polinomial de Olley e Pakes (1996). Na Tabela M5 são mostrados o mesmo modelo GMM da coluna 3 da Tabela M4 e a estimativa de dois modelos polinômios de controle de atrito e endogeneidade da variável de comércio. Quando incluído o log da população nota-se incremento relativo do índice de restritividade, aumentando de -0.30 para -0.33. Isto sugere robustez deste modelo quanto a inclusão da população.

Tabela M5 – Regressão do Log do Volume de Passageiros com Controle de Atrito do Painel, Log do Índice de Restritividade da Anac, Inclusão do Log da População dos Mercados

Variáveis	GMM	Polinômio	Polinômio
Ind. Restritividade	-0.31416 0.0077***	-0.30877 0.0052***	-0.33213 0.0028***
Comércio	0.099622 0.1611	14.30342 0.651	9.439244 0.7645
PAX 2004	0.863039 0***	0.847814 0***	0.852622 0***
População	sim		sim
Erros Robustos		sim	sim
F	177.8044	.	.
r2	0.917268	0.945644	0.946707
N	270	270	270

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. Modelos GMM estimados utilizando o método generalizado (matriz de pesos), tendo como instrumentos exclusivos para Comércio o PIB per capita e a distância entre os mercados. Os modelos MQO utilizam erro-padrão robusto Newey-West (ou HAC). Todas as variáveis estão em logaritmo natural. As estimações incluem *dummies* de grandes fusões e entrada. As séries são de 2004 a 2014.

→ Estimador Hausman-Taylor

Como mostrado por Batalgi et al (2014), na literatura de comércio internacional é frequente a estimação de modelos simultâneos de determinação do comércio exterior com algum outro fluxo, como por exemplo, investimento direto externo. Devido ao problema de atrito do painel, endogenia de regressores e variáveis importantes que são constantes vários autores utilizam o método de painel de Hausman e Taylor.²² Este modelo econométrico é adequado para lidar com estes problemas.

22 Jerry A. Hausman e William Taylor, "Panel data and unobservable individual effects." *Econometrica*, 49 (6), 1981, pp. 1377-1398.

Intuitivamente, quando se deseja estimar modelos de dados em painel e desejamos incluir variáveis constantes (fixas no tempo) poder-se-ia utilizar estratégias de efeitos aleatórios em painel. Todavia, no caso em análise, as variáveis que são utilizadas como previsores (regressores) não são independentes do termo de erro e são correlacionados com o efeito fixo, o que torna o uso dos estimadores clássicos de efeitos aleatórios viesados. A solução aplicada por autores de comércio internacional é a de se estimar o modelo de interesse utilizando a solução de painel de Hausman e Taylor (1981). Este modelo pode ser visto como um modelo híbrido de efeitos fixos e aleatórios.

Em geral o modelo de Hausman e Taylor assume a seguinte equação:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{1it} \beta_1 + \mathbf{x}'_{2it} \beta_2 + \mathbf{w}'_{1i} \gamma_1 + \mathbf{w}'_{2i} \gamma_2 + a_i + e_{it}$$

Aqui alguns regressores podem ser correlacionados com a heterogeneidade (a_i) e outros não. A primeira hipótese é que existem regressores constantes no tempo (\mathbf{w}) e outros não (\mathbf{x}). A segunda hipótese é a de que alguns destes regressores são correlacionados com a heterogeneidade e outros não. Especificamente, \mathbf{x}_{1it} e \mathbf{w}_{1i} não são correlacionados com a_i , enquanto \mathbf{x}_{2it} e \mathbf{w}_{2i} são. A terceira hipótese é a de que todos os regressores não são correlacionados com o termo de erro, e_{it} .

De forma geral, este método utiliza como instrumentos $\ddot{\mathbf{x}}_{1it}$, $\ddot{\mathbf{x}}_{2it}$, \mathbf{w}_{1i} e $\bar{\mathbf{x}}_{1i}$, tal que $\bar{\mathbf{x}}_{1i}$ é a média de \mathbf{x}_{1it} , $\ddot{\mathbf{x}}_{1it} = \mathbf{x}_{1it} - \bar{\mathbf{x}}_{1i}$ e $\ddot{\mathbf{x}}_{2it} = \mathbf{x}_{2it} - \bar{\mathbf{x}}_{2i}$. O cerne deste estimador é assumir que os regressores exógenos que mudam com o tempo (\mathbf{x}_{1it}) estimam seu próprio coeficiente (β_1) e servem como instrumentos para \mathbf{w}_{2i} . O coeficiente (β_1) será corretamente identificado se o número de regressores exógenos temporais forem iguais ou maiores do que o número de regressores endógenos constantes. $\ddot{\mathbf{x}}_{2it}$ será o instrumento para o vetor de variáveis endógenas \mathbf{x}_{2it} , enquanto que a variável \mathbf{w}_{1i} é usada como instrumento para ela mesma. Para mais detalhes do método de estimação veja Cameron e Trivedi (2005, cap. 22) e Wooldridge (2002, cap. 11).

O ponto mais sensível do estimador Hausman-Taylor é escolher quais regressores são e não são correlacionados com a_i . Aqui seguimos a escolha prévia realizada por Egger e Pfaffermayr (2004). Estes autores realizaram diversos testes e assumiram que a distância entre países é um estimador fixo mas endógeno, pois os efeitos aleatórios entre dois países refletem a propensão à exportar (ou investir) tais como proximidade geográfica, cultura, etc, que são parcialmente correlacionadas com a distância entre os mercados.

Como a distância é assumida ser endógena no modelo de comércio, isso lança o desafio em se escolher o regressor fixo no tempo e exógeno para este tipo de modelo. Egger e Pfaffermayr (2004) utilizaram as medidas de estrutura legal dos mercados, bem como índices de controle de movimento de pessoas e capital entre países. Por simplicidade serão utilizadas as mesmas variáveis sugeridas por Egger e Pfaffermayr como regressores fixos exógenos e endógenos. No caso, os índices de estrutura legal e movimentação de pessoas e capital foi a produzida pelo Economic Freedom Network.²³

23 James Gwartney, Robert Lawson e Joshua Hall. "2015 Economic Freedom Dataset," published in Economic Freedom of the World: 2015 Annual Report. Fraser Institute, 2015.

A seguir são apresentados os resultados para a variável indicadora de restrição de capacidade utilizando o modelo Hausman-Taylor. Uma das vantagens deste modelo é que ele é desenhado para painel não-balanceado, evitando teoricamente o problema de viés de atrito do painel. No primeiro modelo foi seguida a estimativa de Egger e Pfaffermayr e utilizada a distância como variável endógena. No segundo foi retirada a distância do conjunto de variáveis endógenas e constantes. Em ambos os modelos as variáveis de comércio externo e a indicadora de restrição de capacidade foram tratadas como variáveis endógenas e não constantes. Esta estratégia resolve ao mesmo tempo o problema de viés de simultaneidade do comércio e da variável de política, como destacado por Piermartini e Rousová (2013).

Na Tabela M6 é apresentado o resultado para duas estimativas do modelo Hausman-Taylor (HTM). Na primeira a distância é considerada endógena e na segunda exógena.²⁴ O impacto encontrado para a redução de restrição de passageiros é menor para o caso estudado com o modelo Hausman-Taylor em comparação aos modelos estudados anteriormente no Estudo ANAC-BIB e no Anexo. Neste caso, o impacto da restrição de capacidade é 11% e 12% quando estimamos o impacto da política com o modelo HTM.

Tabela M6 – Modelo Hausman-Taylor de Painel com Variáveis Instrumentais, Variável Indicadora de Restrição

Variáveis	HTM	HTM
	D endógena	D exógena
D Restrição	-0.120524 0.0761***	-0.131815 0.0503***
Comércio	0.14807054 0.0214**	0.12916265 0.0404**
Distância (D)	-0.555658 0.001***	-0.337198 0.0063***
PAX 2004	0.76367272 0***	0.79387983 0***
Sistema Legal	0.54670373 0.0373**	0.3000137 0.186
Contr. Movimento	0.02309854 0.8255	0.0384283 0.7109
Efeitos fixos	sim	sim
F	177.8044	.
N	270	270

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. O erro padrão reportado é para amostras pequenas. Todas as variáveis estão em logaritmo natural, exceto as *dummies*. As estimações incluem *dummies* de grandes fusões e entrada. As séries são de 2004 a 2014.

Como realizado anteriormente, a mesma análise conduzida para a variável indicadora de restrição de capacidade foi aplicada para o índice de restritividade da Anac. Na Tabela M7 é apresentada a estimativa do modelo Hausman-Taylor com o log do índice de restritividade. Na primeira e terceira colunas a distância é endógena, enquanto que na segunda coluna ela é variável exógena. Na Tabela M7 foi acrescentada estimativa com substituição da variável PAX em 2004 pelo efeito fixo para cada mercado (país). Neste último caso, acrescentam-se observações entre 2000 e 2004.

Os resultados encontrados seguem, grosso modo, o padrão anterior. Quando comparados os resultados do índice de restritividade com a indicadora de restrição de capacidade, o primeiro conjunto de estimações sempre apresenta impacto maior. Nos modelos com a condição inicial do volume do mercado, o impacto da política foi de -25% de volume para os mercados mais restritos, e quando aplicado o painel para países que entram após 2004 o impacto foi de 17%, aproximadamente.

Tabela M7 – Modelo Hausman-Taylor de Painel com Variáveis Instrumentais, Log do Índice de Restritividade da Anac

Variáveis	HTM	HTM	Sem PAX 2004
	D endógena	D exógena	D endógena
Ind. Restritividade	-0.120524 0.0761***	-0.131815 0.0503***	
Comércio	0.14807054 0.0214**	0.12916265 0.0404**	
Distância (D)	-0.555658 0.001***	-0.337198 0.0063***	
PAX 2004	0.76367272 0***	0.79387983 0***	
Sistema Legal	0.54670373 0.0373**	0.3000137 0.186	
Contr. Movimento	0.02309854 0.8255	0.0384283 0.7109	
Efeitos fixos	sim	sim	
F	177.8044	.	
N	270	270	

Nota: Abaixo dos valores dos coeficientes apresentamos o p-valor. (***) representa 99% de aceite, (**) 95% e (*) 90% pelo p-valor. O erro padrão reportado é para amostras pequenas. Todas as variáveis estão em logaritmo natural, exceto as *dummies*. As estimações incluem *dummies* de grandes fusões e entrada. As séries são de 2000 a 2014 para a terceira coluna (Sem PAX 2004) e de 2004 a 2014 para as demais.

No estudo ANAC-BID o impacto da redução de restrição para modelos de efeitos fixos em MQO ficou em torno de -0.7 (veja Tabela 4 do Estudo ANAC-BID) e para o modelo de contagem (Poisson) de -0.21 (veja Tabela 5). Para PAX acima de 1000, o intervalo para os modelos MQO e Poisson foi de -0.28 e -0.21 (veja Tabelas 6 e 7, respectivamente). No caso de painel balanceado (mercados maduros) o coeficiente do impacto esteve entre -0.06 e -0.21 (veja Tabelas 6 e 7, respectivamente). O Estudo ANAC-BID mostra que o impacto se aproxima dos últimos resultados do modelo Poisson, que nos testes de robustez do referido estudo giram em torno de -0.19 e -0.26. Grosso modo, para diversos modelos encontramos resultados mais próximos destes últimos valores do que de -0.7 que aparece no modelo MQO inicial. Os resultados significativos do impacto da política encontrados nos modelos de robustez desse relatório estão entre -0.26 e -0.33.





BID

Banco Interamericano
de Desenvolvimento



ANAC

AGÊNCIA NACIONAL
DE AVIAÇÃO CIVIL