



Análisis de Impacto de los Acuerdos de Servicios Aéreos de Chile

Vicente Munita Rozas

Diciembre, 2020





Análisis de Impacto de los Acuerdos de Servicios Aéreos de Chile

Vicente Munita Rozas*

Pontificia Universidad Católica de Chile
Instituto de Economía
Magíster en Economía Aplicada
Proyecto de Economía Aplicada - Políticas Públicas

Diciembre, 2020

Abstract

En el año 2011 entraron en vigor las liberalizaciones de los Acuerdos de Servicios Aéreos (ASA) de Chile con Brasil (hasta la quinta y sexta libertad sin límite geográfico) y Perú (aumento de 28 a 84 frecuencias semanales en tercera y cuarta libertad). Para construir los contrafactuales, se emplearon técnicas econométricas para proyectar el tráfico aéreo, desde del año 2011, a partir de diversas relaciones empíricas. Se obtiene que, en conjunto, estos eventos habrían permitido un flujo adicional de 276.917-313.663 pasajeros transportados al año, entre 2011 y 2012. Para Chile, esto habría facilitado la creación de 1588-1799 empleos y un aporte al PIB de entre 77,4-87,7 millones de dólares anuales entre los años 2011 y 2012. Además, gracias a la llegada de nuevos turistas, habrían ingresado un total de 95-107 millones de dólares adicionales en el año 2012, por concepto de los gastos que hicieron en nuestro país. Se estima también que Brasil se habría beneficiado con la creación de 867-986 empleos y 27,8-31,6 millones de dólares adicionales de PIB al año, entre 2011 y 2012. Por otro lado, en Perú se habrían creado 294-331 empleos y 3,5-4 millones de dólares adicionales de actividad económica al año, entre 2011 y 2012. Lamentablemente, si bien se pueden observar diferencias entre las series reales y las proyectadas para la carga transportada entre Chile y estos países, no se puede asegurar que estas se deban esencialmente a los eventos estudiados.

*Economista con Magíster en Economía Aplicada, mención en Políticas Públicas, de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Este trabajo consiste en el proyecto de título de dicho programa y fue realizado para la Junta de Aeronáutica Civil del Ministerio de Transportes y Telecomunicaciones del Gobierno de Chile, representada por Sebastián Flores, y bajo la supervisión de una comisión conformada por Andrea Butelmann y Juan Pablo Montero. Ante dudas y/o comentarios, escribir a vmunita1@uc.cl.



Resumen Ejecutivo

En el Convenio de Chicago sobre Aviación Civil Internacional (2006a), se reconoció, como principio fundamental, la soberanía plena y exclusiva de todo estado en el espacio aéreo situado sobre su territorio. Además, se definieron las primeras cinco “libertades del aire” para el desarrollo de la aviación civil, que hasta el día de hoy han aumentado su número hasta nueve. Como no hubo (ni ha habido) consenso entre los países sobre la apertura irrestricta de las libertades comerciales, se definió en dicha Convención un marco jurídico a través del cual los países podrían negociar dicha liberalización de los cielos.

En el año 1979, a través de la promulgación del Decreto de Ley N°2.564 (1979) sobre Aviación Comercial, Chile mantiene una política aerocomercial de cielos abiertos, mediante la cual se busca la apertura total de los cielos, pero bajo el principio de reciprocidad. Es decir, Chile otorga derechos o libertades de tráfico aéreo a las aerolíneas extranjeras en la misma medida que los gobiernos extranjeros las conceden de manera equivalente a las chilenas. Sin embargo, existen algunos socios estratégicos que no son tan abiertos como se desearía. Esto obliga a que, después de un cierto tiempo, Chile tenga que negociar la ampliación o liberalización de los Acuerdos de Servicios Aéreos (ASA) preexistentes con estos países. Un ejemplo de esto son las liberalizaciones de los ASA con Brasil (hasta la quinta y sexta libertad sin límite geográfico) y Perú (aumento de 28 a 84 frecuencias semanales en tercera y cuarta libertad), que entraron en vigor el 2011.

En este documento se busca determinar si es que estos eventos generaron algún impacto inmediato, para Chile y el país respectivo, en cuanto al número de pasajeros transportados y al intercambio comercial vía aérea entre ellos. Además, se intenta cuantificar los beneficios económicos derivados de lo anterior, sobre el PIB y el número de empleos, junto con los ingresos de divisas adicionales que se podrían haber generado, por concepto de los gastos que hicieron nuevos turistas que visitaron Chile.

Para responder estas preguntas, se estimaron diferentes relaciones empíricas entre el tráfico aéreo y otras variables explicativas para antes de la entrada en vigor de las ampliaciones de los ASA estudiados. Luego, se usaron esas estimaciones para proyectar el tráfico aéreo, bajo las condiciones reales de las variables explicativas que se observaron luego de los eventos de interés, suponiendo que esas predicciones son la mejor aproximación a lo que hubiera pasado en ausencia de estas liberalizaciones. Así, las diferencias entre las series reales y las proyectadas del tráfico aéreo se entendieron como los impactos estimados de las ampliaciones de estos acuerdos.

Se encuentra que, en conjunto, estos eventos habrían permitido un flujo adicional de 276.917-313.663 pasajeros transportados al año, un 18%-22% más de lo que se hubiera proyectado entre 2011 y 2012. Para Chile, esto habría facilitado la creación de 1588-1799 empleos y un aporte al PIB de entre 77,4-87,7 millones de dólares anuales entre los años 2011 y 2012. Además, gracias a la llegada de nuevos turistas, habrían



ingresado un total de 95-107 millones de dólares adicionales en el año 2012, por concepto de los gastos que hicieron en nuestro país. Se estima también que Brasil se habría beneficiado con la creación de 867-986 empleos y 27,8-31,6 millones de dólares adicionales de PIB al año, entre 2011 y 2012. Por otro lado, en Perú se habrían creado 294-331 empleos y 3,5-4 millones de dólares adicionales de actividad económica al año, entre 2011 y 2012.

Finalmente, y si bien se pueden observar diferencias entre las series reales y las proyectadas para la carga transportada entre Chile y estos países, no se puede asegurar que estas se deban esencialmente a los eventos estudiados. En otras palabras, no se puede asegurar que haya existido algún impacto real en esa dimensión y que sea atribuible a las liberalizaciones de los ASA. Sin embargo, cabe destacar que, antes de estas ampliaciones, no existían limitantes respecto al transporte de carga en ninguno de los acuerdos estudiados y además, los eventos de interés no modificaron estas libertades, por lo que estos resultados estarían dentro de lo esperable.

Este documento está organizado de la siguiente forma. Primero, en la [Sección 1](#), se introduce el tema del trabajo, junto con sus objetivos. Luego, en la [Sección 2](#), se presenta una exhaustiva revisión de la evidencia que se ha encontrado sobre los impactos de los ASA en el mundo. Después, en la [Sección 3](#), se presentan los datos que se utilizaron, junto con una descripción de ellos ([Subsección 3.1](#)). Además, se detalla la estrategia empírica empleada, con las especificaciones de los modelos econométricos usados para proyectar el tráfico aéreo ([Subsección 3.2](#)). En cuarto lugar, en la [Sección 4](#), se presentan los resultados de la evaluación de impacto, para luego terminar en la [Sección 5](#) con una discusión final. En el [Apéndice A](#) se explica la metodología utilizada para calcular los beneficios económicos asociado a las liberalizaciones de los ASA estudiados y en el [Apéndice B](#) se describe el Método de Controles Sintéticos, una estrategia empírica alternativa que se podría haber seguido, pero que fallaba en este contexto. Finalmente, en los [Apéndice C](#) y [Apéndice D](#) se pueden encontrar Tablas y Figuras adicionales, respectivamente.



Índice

1. Introducción	1
2. Revisión de Literatura	4
3. Datos y Estrategia Empírica	8
3.1. Descripción de los datos	8
3.2. Metodología	18
3.2.1. Modelos de Series de Tiempo	23
3.2.2. Modelos Gravitacionales	27
4. Impactos Estimados	31
4.1. Pasajeros	31
4.2. Carga	35
5. Conclusiones Finales	38
A. Cálculo de los Beneficios Económicos de un ASA	40
B. Controles Sintéticos	43
C. Tablas Adicionales	48
D. Figuras Adicionales	55
Referencias	63



1. Introducción

En el Convenio de Chicago sobre Aviación Civil Internacional (2006a), se reconoció, como principio fundamental, la soberanía plena y exclusiva de todo estado en el espacio aéreo situado sobre su territorio. Además, se definieron cinco “libertades del aire” para el desarrollo de la aviación civil. Las primeras dos, de carácter técnico, fueron consensuadas plenamente por los países firmantes. Sin embargo, no hubo consenso en cuanto a la apertura de las otras tres libertades, que se refieren al transporte de carga comercial (mercancía y/o pasajeros), por lo que se definió un marco jurídico a través del cual los países podrían negociar dicha liberalización de los cielos. De acuerdo a la Organización de Aviación Civil Internacional (*International Civil Aviation Organization*, ICAO, 2016), existen otras cuatro libertades comerciales que no han sido oficialmente reconocidas como tales en un tratado internacional, pero que al igual que las otras, su apertura es negociada bilateral o multilateralmente¹.

En este contexto, y a medida que viajar en avión se fue volviendo cada vez más atractivo, los países del mundo se dieron cuenta de la necesidad de firmar Acuerdos de Servicios Aéreos (ASA) para facilitar la provisión de estos servicios, proteger a sus aerolíneas de competidores extranjeros y crear nuevas oportunidades para las mismas en otros mercados (*InterVISTAS-EU Consulting Inc.*, 2014). Por su parte, un Acuerdo de Cielos Abiertos (ACA) es un tanto distinto, pues establece la libre explotación de servicios aéreos por parte de las líneas aéreas designadas por los respectivos gobiernos, limitando la intervención de estos últimos en la fijación de la frecuencia de los vuelos, sus tarifas, etc. En la práctica, en cualquiera de estos acuerdos se negocian fundamentalmente los derechos de tráfico aéreo o las libertades del aire que puede otorgarle un estado a otro, en virtud de su soberanía en el espacio aéreo situado sobre su territorio (*Villena, Harrison, y Villena*, 2008; *Alvarado y Marcos*, 2012). La diferencia fundamental entre un ASA y un ACA, según *InterVISTAS-EU Consulting Inc.* (2014), es que los ASA tienden a ser documentos extensos que regulan todos los aspectos de los servicios aéreos internacionales (número de operadores, capacidad, rutas, tarifas, etc.), mientras que los ACA son más breves y otorgan libertades plenas.

Dentro de los potenciales beneficios de estos acuerdos se encuentra una mejora en la competencia dentro

¹Las libertades del aire son: (1) Derecho a penetrar y sobrevolar el territorio de otro estado sin hacer escalas; (2) Derecho a hacer una escala técnica o un aterrizaje sin fines comerciales; (3) Derecho a transportar carga comercial desde el país de origen del operador y hacia el territorio de otro estado, (4) Derecho a transportar carga comercial desde el territorio de otro estado hacia el país de origen del operador; (5) Derecho a transportar carga comercial entre dos estados distintos, en vuelos originados en el país de origen del operador; (6) Derecho a transportar carga comercial, haciendo una escala en el país de origen del operador, entre dos estados distintos; (7) Derecho a transportar carga comercial entre dos estados distintos, sin tener que pasar por el país de origen del operador; (8) Derecho a transportar carga comercial dentro del territorio de un estado distinto al de origen del operador (cabotaje), en un vuelo originado fuera de ese territorio; y (9) Derecho a transportar carga comercial dentro del territorio de un estado distinto al de origen del operador (cabotaje), en un vuelo originado dentro de ese mismo territorio.



de la industria aeronáutica comercial, que se materializaría a través de la sustitución de las firmas menos eficientes, gracias a la explotación de economías relacionadas al tamaño y a sinergias en la fijación de tarifas a la baja. Naturalmente, esto debiera generar aumentos de la oferta y demanda de viajes aéreos, que se traducen en una mayor cantidad de viajes en equilibrio y en una mayor eficiencia en el consumo (Moselle et al., 2002; Villena et al., 2008). Si consideramos además que la industria aerocomercial es una fuente de actividad económica que incide de manera importante en el crecimiento económico de los países a través de impactos directos, indirectos, inducidos y catalíticos, es de esperar que, al menos una fracción de estos, sean atribuibles a los viajes aéreos adicionales que se generarían gracias a un ASA o ACA².

Con miras a fomentar el desarrollo del país a través de la disponibilidad de servicios de transporte aéreo de la mejor calidad, se promulgó en Chile el Decreto de Ley N°2.564 (1979) sobre Aviación Comercial, que fijó una serie de normas orientadas a la consolidación de una mayor competencia entre las empresas interesadas en el servicio del transporte aéreo chileno, basada en la libertad para fijar tarifas y en una limitada intervención de la autoridad estatal en estas materias. Desde entonces, Chile mantiene una política aerocomercial de cielos abiertos, mediante la cual se busca la apertura total de los cielos, pero bajo el principio de reciprocidad. Es decir, Chile otorga derechos o libertades de tráfico aéreo a las aerolíneas extranjeras en la misma medida que los gobiernos extranjeros las conceden de manera equivalente a las chilenas³.

Sin embargo, algunos países no comparten el mismo grado de apertura y se rehúsan a conceder derechos de tráfico a otros países con el pretexto de proteger a sus aerolíneas y la industria del turismo local (Fischer, 2008). Luego, si bien Chile tiene, en proporción, más ACAs que ASAs con restricciones, existen algunos socios estratégicos que no son tan abiertos como se desearía. Esto obliga a que, después de un cierto tiempo, Chile tenga que negociar la ampliación o liberalización de los acuerdos preexistentes con estos países. Un ejemplo de esto son las liberalizaciones de los ASA con Brasil (hasta la quinta y sexta libertad sin límite geográfico) y Perú (aumento de 28 a 84 frecuencias semanales en tercera y cuarta libertad), que entraron en vigor el 2011.

Luego, es de interés de la contraparte interesada en este proyecto, la Junta Aeronáutica Civil (JAC) del Ministerio de Transportes y Telecomunicaciones del Gobierno de Chile, evaluar el impacto que ha tenido la ampliación de los acuerdos bilaterales con Brasil y Perú. En particular, la pregunta que se propone responder

²De acuerdo al Grupo de Acción del Transporte Aéreo (*Air Transport Action Group*, ATAG), Los efectos directos se refieren a los empleos y actividad que genera un pasajero adicional dentro de los aeropuertos, los indirectos a los empleos y actividad económica adicional que se generan dentro de la cadena suministro de la industria aeronáutica, los inducidos a la demanda por bienes y servicios de aquellas personas empleadas directa o indirectamente en la industria aerocomercial y los catalíticos a la contribución de esta al crecimiento económico, particularmente a través del turismo (ATAG, 2018). Para Chile, y de acuerdo a la Asociación Internacional del Transporte Aéreo (*International Air Transport Association*, IATA), se estima que la suma de estos efectos serían de alrededor del 3% del PIB (IATA, 2019).

³Desde el año 2012, Chile sigue una política de apertura unilateral del cabotaje (JAC, s.f.).



en este proyecto es si acaso estos eventos generaron algún impacto inmediato, para Chile y el país respectivo, sobre el número de pasajeros transportados y el intercambio comercial vía aérea entre ellos. Luego, usando estimaciones externas, se aproximaron los beneficios económicos adicionales que se habrían generado en cada país gracias a la liberalización de los ASA, a través del PIB y la creación de nuevos empleos. Así, además de buscar la respuesta a estas preguntas, se buscó determinar si es que las ampliaciones de los ACA firmados por Chile con Perú y Brasil han sido mutuamente ventajosos. Además, se cuantificaron parte de los efectos catalíticos asociados al turismo en Chile, a través de los ingresos de divisas adicionales que generaron (o no) los eventos estudiados.

En las evaluaciones de impacto no experimentales, el dilema sobre cómo conocer lo que habría pasado en ausencia de estos eventos (el contrafactual) se vuelve el desafío fundamental. Para lograrlo, se estimaron distintos modelos econométricos que establecen una relación empírica entre el tráfico aéreo, de pasajeros o carga, y otras variables explicativas, hasta antes de la entrada en vigor de las liberalizaciones de estos ASA. Luego, usando esas estimaciones, se proyectó el tráfico aéreo, bajo las condiciones reales que se observaron de las variables explicativas después de las ampliaciones de los acuerdos. Así, las diferencias entre el tráfico aéreo observado y el proyectado en estas rutas aéreas⁴, se entendieron como los impactos económicos que se buscan estimar en este trabajo.

Como se muestra en la [Sección 2](#), la literatura sobre los impactos económicos de la liberalización del transporte aéreo ha encontrado, en general, efectos positivos de esta en prácticamente todo el mundo. En particular, la evidencia apunta a que este tipo de acuerdos ayudan a aumentar el flujo de pasajeros y carga transportados, disminuir las tarifas, aumentar la disponibilidad de servicios aéreos y a reducir los costos de proveerlos. Consecuentemente, la liberalización de los cielos ha contribuido enormemente al PIB de los países y a la creación de empleos. Si además consideramos que las rutas estudiadas en este trabajo son responsables del 36 % y el 16 % del tráfico aéreo internacional de pasajeros y carga en las rutas chilenas, respectivamente⁵, es de esperar que los impactos estimados de las liberalizaciones que aquí se estudian sean importantes para todos los países involucrados. Sin embargo, cabe destacar que, antes de estas ampliaciones, no existían limitantes respecto al transporte de carga en ninguno de los acuerdos estudiados. Por lo tanto, es factible que no se encuentren impactos significativos sobre la carga transportada en estas rutas y que puedan asociarse a los eventos estudiados, ya que estos no modificaron dichas libertades.

En la siguiente sección, se presenta una exhaustiva revisión de literatura sobre los impactos que se han documentado para los distintos ASA y ACA firmados alrededor del mundo.

⁴Para efectos de este trabajo, se entenderá como ruta aérea un par de países conformado por Chile y otro país.

⁵Según datos provistos por la JAC.



2. Revisión de Literatura

La literatura sobre los impactos económicos de la liberalización del transporte aéreo es relativamente reciente y comenzó a desarrollarse a principios de los años 2000 para estimar los efectos de los ACA firmados por Estados Unidos (EEUU) con otros países en la última década del siglo pasado, bajo el alero de una incipiente política de cielos abiertos del primero. En esa línea, una de las primeras fuentes de evidencia es un reporte del Departamento de Transporte de ese país (*U.S. Department of Transportation*) del año 2000, que sugiere que los acuerdos firmados con países de la Unión Europea (UE) permitieron a la industria proveer servicios más competitivos, de mejor calidad y a un menor precio a los consumidores de vuelos transatlánticos. En particular, en base a estudios comparados, se encuentra que, en promedio, las tarifas habrían bajado en un 20% y que la tasa de crecimiento del número de pasajeros transportado habría aumentado de un 16,6% a un 30,5%. En otro estudio, [Button y Taylor \(2000\)](#) estimaron las ganancias que habría tenido este país por haber liberalizado el transporte aéreo con miembros de la UE. A través de métodos de regresión estándar, encontraron que una mayor disponibilidad de servicios aéreos en Estados Unidos (medidos a través del número de pasajeros servidos, el número de aeropuertos europeos servidos y el número de embarques) generó efectos positivos sobre el número de empleos, *proxy* de éxito económico, pero a tasas decrecientes, haciendo que estos se agotaran cuando la cantidad de destinos internacionales a los que una región pudo acceder se volvió muy grande. Por ejemplo, los autores estiman que, en una región promedio, aumentar los destinos servidos hacia la UE de 3 a 4 habrían significado la creación de 1.760 nuevos empleos, valorados en 1.235 millones de dólares descontados por 10 años. Sin embargo, incrementar los servicios de 9 a 10 habrían generado 955 nuevos empleos, valorados en 385 millones de dólares descontados por 10 años.

[Moselle et al. \(2002\)](#) estudiaron los efectos de estos ACA de una manera más comprehensiva. Su objetivo era estimar el impacto de estos acuerdos para así determinar si es que estos países podrían haberse beneficiado una liberalización más profunda. Así, usaron datos de antes de la firma de los acuerdos para estimar una relación empírica entre el número de pasajeros transportados en estas rutas y distintas variables explicativas. Luego, usaron sus estimaciones para predecir el tráfico de pasajeros que hubiera existido sin la presencia de los acuerdos, bajo las condiciones económicas de los años que los sucedieron, en cada una de estas rutas. Los autores encontraron que los ACA provocaron un aumento promedio de un 10% en el número de pasajeros transportados en vuelos transatlánticos. Usando otras metodologías, también estimaron que se pudieron reducir los costos de la industria en un 4% y generar importantes sinergias de precios a la baja. [Booz Allen Hamilton Ltd., Cambridge Hill Aviation Group, von den Steinen, Joerss, y Mendes de Leon \(2007\)](#) actualizaron y extendieron el trabajo anterior para tomar en cuenta los cambios en la industria durante esos años. Para medir el impacto de los ACA, los autores siguieron una estrategia similar a la de [Moselle](#)



[et al. \(2002\)](#), pero, en vez de estudiar el efecto sobre rutas individuales, decidieron enfocarse en estimar un efecto más general de estos acuerdos. Para ello, estimaron un modelo de regresión para todos los años de su muestra e incluyeron una variable *dummy* que indicaba la firma de un ACA, encontrando que, en promedio, los acuerdos firmados por EEUU en 1995 con Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Holanda, Islandia, Noruega, República Checa, Suecia y Suiza permitieron que el tráfico de pasajeros entre estos países aumentara en un 6,4 %.

Entre los estudios que se enfocaron más en el transporte de carga está el de [Micco y Serebrisky \(2006\)](#), quienes cuantificaron los efectos de liberalizar los mercados de transporte aéreo de carga sobre los costos que enfrentan las aerolíneas, en el marco de los acuerdos firmados por EEUU. Ellos encontraron que los ACA redujeron los costos del transporte aéreo en un 9 % e incrementaron en un 7 % la fracción de productos importados que llegaban en avión a ese país. En un estudio similar, [Endo \(2007\)](#) estudió los efectos de estos acuerdos sobre las exportaciones e importaciones de este país. Siguiendo una metodología similar a la de [Booz Allen Hamilton Ltd. et al. \(2007\)](#), el autor encontró que, en promedio, la liberalización de los cielos estadounidenses aumentó en un 39 % las importaciones y redujo en un 33 % las exportaciones de este país. Por su parte, [Yamaguchi \(2008\)](#) encontró que, entre 1998 y 2002, en los mercados de transporte aéreo de carga que gozaban de un ACA, las firmas enfrentaban menores costos unitarios, pero solo cuando estaban más concentradas.

[Pitfield \(2011\)](#) estudió un ACA más reciente firmado en 2008 por EEUU y la UE. En este, se removieron todas las restricciones a los derechos de ruta, aunque se limitó el porcentaje de control que podían tener las aerolíneas europeas sobre las estadounidenses. El autor empleó un análisis de intervención con series de tiempo para estimar el impacto del nuevo ACA sobre el número de pasajeros transportados entre Londres y las ciudades de Chicago, Los Angeles, Nueva York y Washington, sin encontrar un impacto significativo del nuevo acuerdo. Sin embargo, el autor advierte que este efecto podría haber estado escondido entre los efectos adversos que provocó la Gran Recesión, por lo que una serie de tiempo más larga podría haber sido útil para mejorar el análisis. Finalmente, en el año 2015, [Winston y Yan](#) publicaron un trabajo en el que, usando datos de pasajeros transportados en rutas estadounidenses para los años 2005-2009, encontraron que los acuerdos firmados por este país aumentaron el excedente de los consumidores, en los mercados relevantes, en al menos 4 billones de dólares.

[Gillen, Harris, y Oum \(2002\)](#) desarrollaron un modelo basado funciones de demanda y oferta para el transporte aéreo, especificando además las condiciones de vaciado de este mercado. Luego, en base a simulaciones, mostraron los efectos que tendría la eliminación de ciertas restricciones aéreas usando como ejemplo el acuerdo bilateral firmado por Canadá y Japón, vigente a la fecha de publicación del artículo. La lección más importante que nos deja este trabajo es que la liberalización el transporte aéreo debe estar comprendida



por un conjunto de políticas y no puede depender de una sola. Por ejemplo, remover restricciones de entrada sin permitir una libre fijación de precios no tiene efectos sobre el bienestar de los consumidores y provee beneficios limitados a las aerolíneas. Por su parte, [Alvarado y Marcos \(2012\)](#) buscaron determinar cuál sería el impacto económico de un ACA entre Chile y la UE. Para ello, utilizaron técnicas de regresión con datos de panel para determinar el impacto de los ACA firmados por la UE con países del resto del mundo, suponiendo que ese sería el mejor contrafactual de lo que hubiera pasado si la UE firmaba un acuerdo con Chile. Ellos encontraron que la firma de un ACA entre algún país de la UE y otro fuera de ella supuso, en promedio, un aumento de un 33 % en el tráfico de pasajeros. En otro trabajo, [Abate \(2016\)](#) evaluó los impactos económicos de la liberalización del transporte aéreo en África usando datos para los años 2000-2005. Ella encontró que la frecuencia de salida de vuelos aumentó, en promedio, en un 40 % en los pares de ciudades africanas que gozaban de un ASA en el período estudiado. Sin embargo, no encontró impactos significativos sobre las tarifas. También en África, [Bernardo y Fageda \(2017\)](#) estudiaron los efectos promedios del ACA firmado por Marruecos con doce países de la UE en 2006. Usando datos para el período 2003-2010, los autores siguieron una estrategia de Diferencias en Diferencias (*Differences in Differences*, DID), encontrando un aumento de entre 20 % y 35 % en el número de asientos ofrecidos y un incremento importante en la probabilidad de servir nuevos destinos. Finalmente, [Oum, Wang, y Yan \(2019\)](#) midieron los efectos de los ASA y ACA que había firmado Canadá con distintos países entre los años 1990 y 2012. Para ello, estimaron distintas ecuaciones inspiradas en la metodología de DID y encontraron que estos acuerdos tuvieron un impacto positivo sobre el flujo de pasajeros y las importaciones y exportaciones de servicios. Sin embargo, también encuentran que la firma de un acuerdo entre EEUU y otro país tiene efectos negativos sobre las mismas variables mencionadas en las rutas canadienses. Esto es importante, ya que sugiere que pueden existir efectos *spillover* sobre países vecinos cuando se firman estos acuerdos. [Piermartini y Rousová \(2013\)](#) fueron mucho más allá, ya que se propusieron identificar el impacto promedio, sobre el transporte de pasajeros, que ha tenido la liberalización de los servicios aéreos en 184 países del mundo. Ellos resolvieron el problema de la endogeneidad mediante el uso de variables instrumentales y *propensity score matching*, encontrando que aumentar el grado de liberalización del mercado de transporte aéreo desde el percentil 25 al 75 puede incrementar el tráfico de pasajeros en aproximadamente un 18 %.

En cuanto a la evidencia específica para Latinoamérica, nos podemos encontrar con el estudio de [Cáceres, Quintana, y Piérola \(2000\)](#), citado por [Villena et al. \(2008\)](#). Los primeros encuentran que Perú se habría beneficiado de los procesos de liberalización del mercado aéreo, observándose menores tarifas, mayores vuelos semanales en rutas internacionales, mayor transporte de carga y mayor flujo de pasajeros. En otro trabajo escrito por representantes de la Agencia Nacional de Aviación Civil de Brasil (*Agência Nacional de Aviação Civil*, ANAC) y el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) del año 2017, sus autores buscaron determinar el



impacto de la liberalización del mercado aéreo emprendida por Brasil desde el año 2009. Para ello, estimaron una relación empírica entre el flujo de pasajeros en distintas rutas antes de la firma de los acuerdos y otras variables explicativas mediante distintos modelos que aprovechaban la estructura de panel de sus datos. Luego, usaron sus estimaciones para proyectar el flujo de pasajeros hasta el año 2014, suponiendo que las cláusulas de los ASA de este país no habían cambiado. Al comparar la diferencia entre las series reales y las proyectadas, encontraron que, gracias a los nuevos acuerdos, el número de pasajeros que viajó desde o hacia Brasil habría aumentado en unos 3,76 millones entre 2009 y 2014, alrededor de un 4,3 % más de lo que se hubiera proyectado para esos años.

Para Chile, el estudio que sirvió de referencia para la realización de este trabajo fue el de [Villena et al. \(2008\)](#)⁶, quienes evaluaron económicamente los impactos de los ASA que Chile había firmado entre los años 1995 y 2003 con Argentina, Brasil, España y Perú. Ellos encontraron que, en promedio, estos acuerdos aumentaron el tráfico de pasajeros en un 33 %. Luego, siguiendo una metodología similar a la de [Moselle et al. \(2002\)](#) y [Fioravanti et al. \(2017\)](#), determinaron que existió un impacto positivo importante para las rutas con Argentina, España y Perú, al mirarlas de manera independiente. Además, en las rutas con Argentina y Brasil se encuentra un aumento en el número de pares de ciudades conectadas. Sin embargo, no encontraron evidencia concluyente de que estos acuerdos hayan afectado los niveles de concentración de la industria. Finalmente, cuando comparan a Chile con otros países menos liberales respecto a la cesión de derechos de tráfico, encontraron que los resultados de nuestro país son mejores en cuanto a un mayor flujo de pasajeros transportados, menores tarifas y menor concentración. En otro informe técnico, escrito por InterVistas-EU Consulting Inc. (2009), se modeló el impacto promedio de los ASA firmados por Chile hasta esa fecha, considerando las distintas cláusulas que pueden contener estos acuerdos. Ellos encontraron que la liberalización de los cielos chilenos, iniciada en los años 1970, incrementó el excedente del consumidor en unos 49.554 millones de pesos del 2008, gracias a un incremento en el tráfico de pasajeros de un 24 % y a una reducción de las tarifas promedio de un 18 %. Además, habría permitido la creación de 35.200 nuevos empleos y sumado 432,9 mil millones de pesos del 2008 adicionales al PIB hasta el año 2007.

A continuación se presentan las bases de datos, junto con la metodología empírica utilizadas para estimar el impacto de las liberalizaciones de los ASA de Chile con Brasil y Perú del 2011.

⁶Este trabajo es una versión académica de un informe técnico escrito por [SCL econometrics \(2007\)](#).



3. Datos y Estrategia Empírica

3.1. Descripción de los datos

Para el desarrollo de este trabajo, la principal base de datos utilizada fue una proporcionada por la JAC, en la que la unidad de observación relevante eran los pares de ciudades en los que existieron vuelos internacionales, desde o hacia Chile, para todos los meses entre los años 1984 y 2019. Para cada uno de estos pares origen-destino, que podían aparecer más de una vez, se contaba con información sobre el operador (código IATA, región, país y nombre), el aeropuerto de origen y destino (código IATA, región, país y nombre), la distancia recorrida en kilómetros entre estos aeropuertos y la cantidad de pasajeros y kilos de carga transportados por el operador correspondiente. Cabe destacar que la carga reportada en los datos no solo incluía tráfico de mercancías, sino que también el exceso de equipaje y correo. Sin embargo, de acuerdo con la contraparte de este proyecto, el porcentaje de esos dos componentes, sobre la carga total que transportan los aviones, es ínfimo, por lo que no debieran haber amenazas serias ligadas a esto a la hora de estimar el impacto de las liberalizaciones de los ASA en 2011.

Otro aspecto importante en esta base de datos es que muchas rutas tenían tráfico aéreo interrumpido entre 1984 y 2019. Por lo tanto, para implementar la metodología empírica que se detalla más adelante, se restringió la muestra para las rutas que tenían tráfico ininterrumpido de pasajeros o carga, dependiendo de la variable que estaba analizando⁷. La idea era tomar en cuenta solo aquellas rutas que han sido consistentemente relevantes para Chile desde 1984 y además poder trabajar sobre la base de un panel balanceado.

En la [Figura 1](#) se puede ver que el número de pasajeros transportados desde o hacia Chile evolucionó de manera exponencial desde el año 1984 hasta el año 2019. De todas formas, se puede apreciar una primera caída importante entre los años 2000-2002, probablemente asociada a los ataques a las torres gemelas en el año 2001 y/o a la pandemia del Síndrome Respiratorio Agudo Severo (SARS) de 2002. Luego, en el año 2009, se puede ver otra caída, asociada a la Gran Recesión del año 2008. Si bien no han existido otros descensos en el tráfico de pasajeros, se observa que también han existido desaceleraciones en el crecimiento de la serie. La primera ralentización fue en el año 2013, mientras que la segunda se ha dado entre los años 2018-2019. Por otro lado, si se mira la serie en frecuencia mensual ([Figura 2](#)), se observa que la serie no es estacionaria y que tiene un claro componente estacional.

⁷La ruta Chile-Tahití poseía tráfico ininterrumpido de pasajeros y carga durante todo el período. Sin embargo, como era una ruta poco relevante y, al ser Tahití una colonia francesa, no tenía mucho sentido incluirla en los análisis empíricos. Así, las rutas que quedaron para analizar el tráfico de pasajeros fueron las que tenía Chile con Alemania, Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Ecuador, España, EEUU, Francia, Italia, México, Panamá, Paraguay, Perú y Uruguay. Para el tráfico de carga, las rutas eran las mismas, pero agregando la ruta Chile-Holanda y quitando la ruta Chile-Italia.



Figura 1: Pasajeros Transportados desde o hacia Chile (1984-2019, anual)

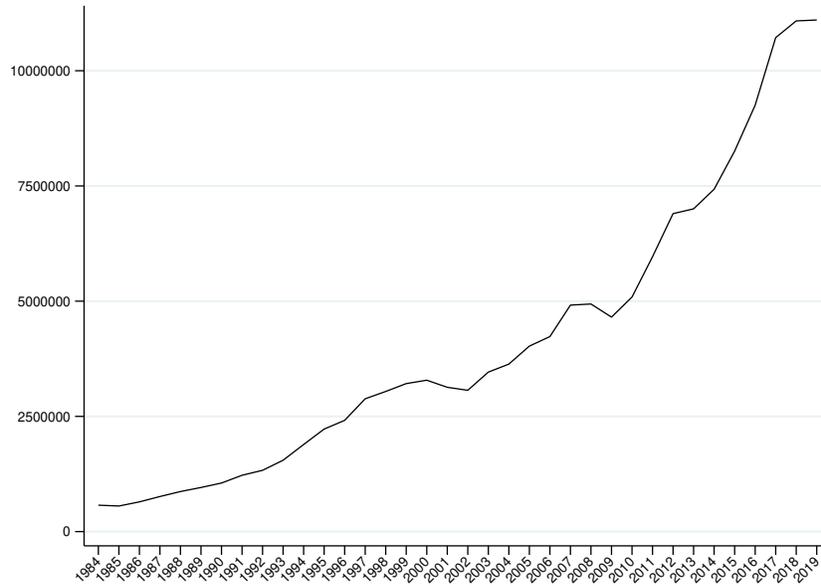
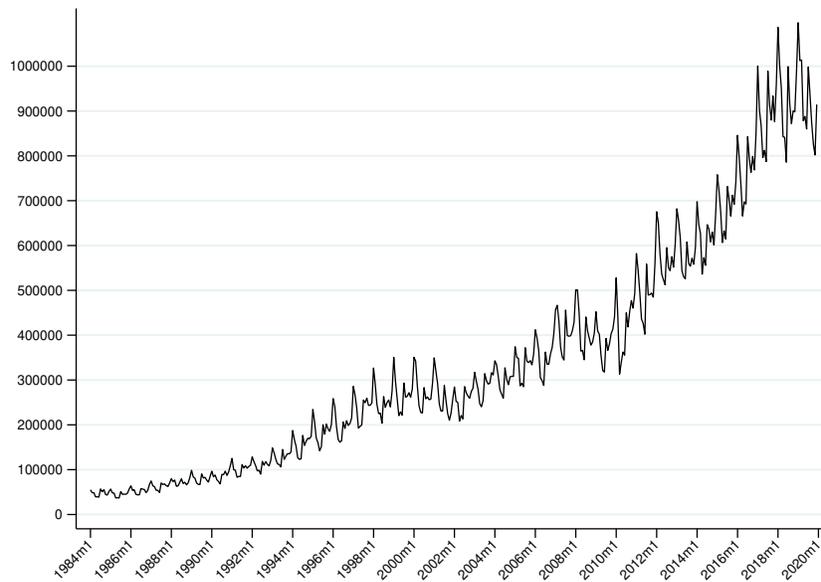


Figura 2: Pasajeros Transportados desde o hacia Chile (1984-2019, mensual)



En las Figuras 3 y 4 se muestran las series anualizadas del tráfico de pasajeros en las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente. En esos gráficos se marcó, con líneas verticales, todos los años que precedieron



la firma o la liberalización de los ASA que mantenían ambos países durante el período comprendido en la base de datos, junto con una breve descripción de sus contenidos y modificaciones⁸. De estas Figuras se pueden rescatar dos aspectos a tener en consideración. Primero, para todos los eventos de liberalización de los acuerdos (salvo alguna excepción), se puede observar que, después de 2 a 3 años, el crecimiento del flujo de pasajeros transportados se desacelera y alcanza una especie de meseta. Esto puede ser indicativo de que, antes de las firmas de los acuerdos, los proveedores de servicios aéreos enfrentaban una restricción activa en cuanto al número de vuelos que podían ofrecer, que luego se libera. Sin embargo, después de un tiempo, el mercado parece ajustarse, agotando los beneficios de las ampliaciones de los ASA vigentes, si es que los hubieron. En segundo lugar, se puede ver que las series anuales de pasajeros de estas rutas tienen la misma forma que la de los pasajeros totales que vuelan desde o hacia Chile, lo cual deja entrever que estas dos rutas han sido determinantes para el tráfico total de pasajeros internacionales entre 1984 y 2019. De hecho, la ralentización que vemos en la [Figura 1](#) para el año 2013 es explicada por las desaceleraciones que observamos para las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú en el mismo año, ya que ninguna otra ruta presentaba esa misma meseta⁹.

En la columna (1) de la [Tabla 1](#) se muestra la participación, sobre el total de pasajeros transportados desde o hacia Chile en el año 2011 (cuando entran en vigor las liberalizaciones de los ASA de Chile con Brasil y Perú), de todas las rutas con tráfico de pasajeros ininterrumpido durante el período que comprende la base de datos. Se puede ver que todas esas rutas acumulaban, en ese año, casi un 94% del tráfico total y que existían rutas de mayor participación (las que tenía Chile con Argentina, Brasil, EEUU y Perú) y otras de menor participación (las que tenía Chile con Alemania, Bolivia, Colombia, Ecuador, España, Francia, Italia, México, Panamá, Paraguay y Uruguay). Las primeras acumulaban el 64,61% de todo el tráfico de pasajeros, mientras que las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú poseían, entre las dos, un 25% del tráfico total. En la [Figura 5](#) se observa también que las rutas de mayor participación han tenido, en conjunto, este nivel de participación durante casi todos los años entre 1984 y 2019.

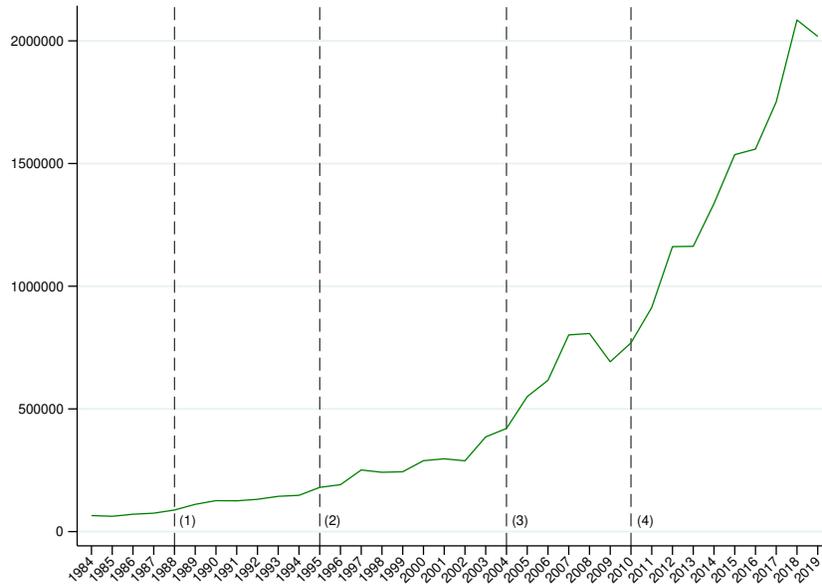
En cuanto al transporte de carga, en la [Figura 6](#) se puede ver que los kilos de carga transportados desde o hacia Chile evolucionaron de manera lineal hasta más o menos el año 2000, donde la serie alcanza una meseta que duró hasta aproximadamente el año 2014, cuando se vuelve a retomar el crecimiento. Si miramos la serie en frecuencia mensual ([Figura 7](#)), se observa que, tal como pasaba con el tráfico de pasajeros, la serie tampoco es estacionaria y que existe un claro componente estacional.

⁸Como muchos acuerdos entran en vigor durante el transcurso de un año, todos los gráficos que en este informe se presenten van a seguir esta práctica, para así poder demarcar bien el antes y después de las modificaciones de los acuerdos.

⁹Por temas de espacio, no se presentan los gráficos para las demás rutas.



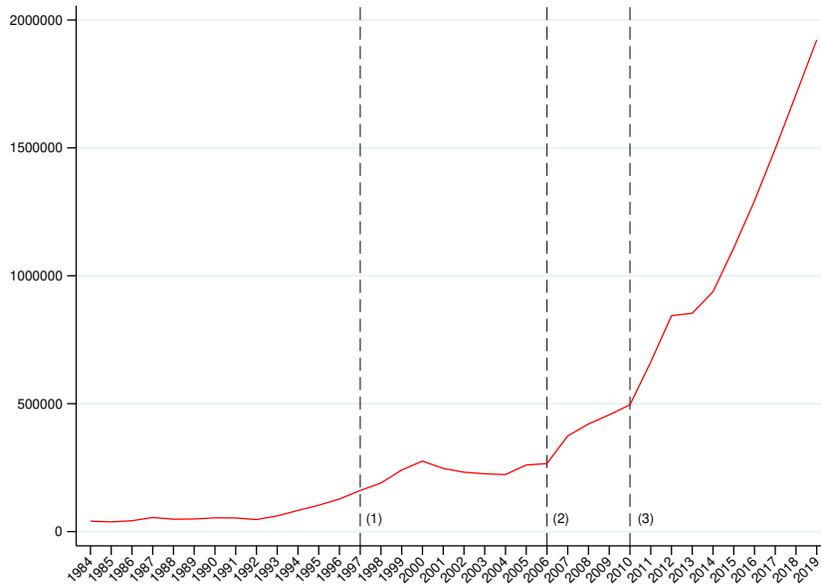
Figura 3: Pasajeros Transportados en la Ruta Chile-Brasil (1984-2019, anual)



Cada línea vertical representa la firma de un acuerdo entre Chile y Brasil. Para marcar bien el antes y el después de cada acuerdo, se fija la línea un año antes de este. (1) Acuerdo 1989: 6 frecuencias semanales para servicios de pasajeros y carga en rutas regionales; entre 1 a 4 frecuencias semanales para servicios cargueros (en función de la aeronave); y 2 frecuencias semanales en rutas de largo recorrido. (2) Acuerdo 1996: 7 frecuencias semanales en rutas regionales; y 10 frecuencias semanales en rutas de largo recorrido, de las cuales 3 podían ser exclusivamente cargueras. (3) Acuerdo 2005: 42 frecuencias semanales, combinadas de pasajeros y carga, con derechos de 3°, 4°, 5° y 6° libertades, en rutas regionales; 21 frecuencias semanales, combinadas de pasajeros y carga, con derechos de 3°, 4°, 5° y 6° libertades, en rutas de largo recorrido (sin limitación geográfica); y 9 frecuencias semanales exclusivas de carga, con derechos 3°, 4°, 5° y 6° libertades, en rutas de largo recorrido (sin limitación geográfica). (4) Acuerdo 2011: Apertura total hasta la quinta y sexta libertad, sin límite geográfico.



Figura 4: Pasajeros Transportados en la Ruta Chile-Perú (1984-2019, anual)



Cada línea vertical representa la firma de un acuerdo entre Chile y Perú. Para marcar bien el antes y el después de cada acuerdo, se fija la línea un año antes de este. (1) Acuerdo 1998: 21 frecuencias semanales en 3° y 4° libertad. (2) Acuerdo 2007: 28 frecuencias semanales en 3° y 4° libertad; y libertad ilimitada en el transporte de carga en la 5°, 6° y 7° libertad. (3) Acuerdo 2011: 84 frecuencias semanales en 3° y 4° libertad; y libertad ilimitada en el transporte de carga en la 5°, 6° y 7° libertad.

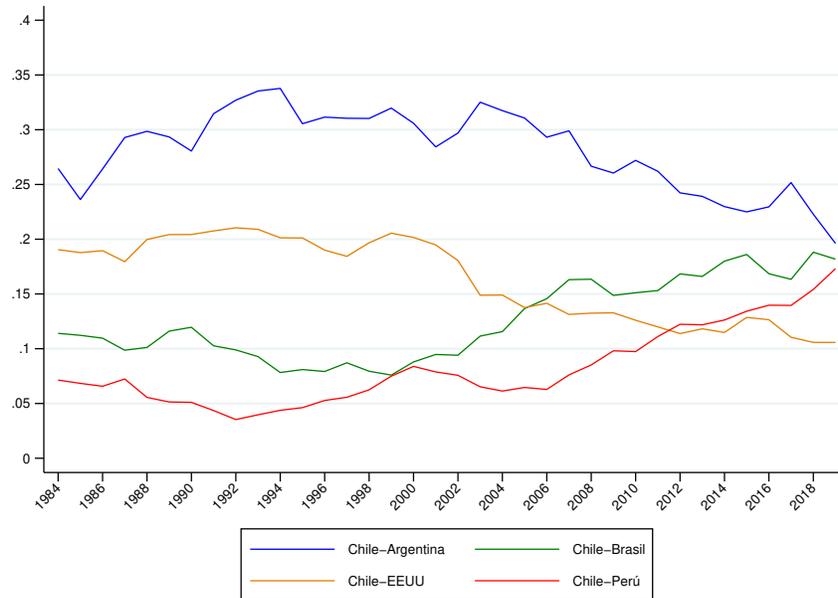


Tabla 1: Participación de las Rutas con Tráfico de Pasajeros Ininterrumpido (2011)

	Pasajeros	Carga
	(1)	(2)
Chile-Alemania	0.42 %	2.31 %
Chile-Argentina	26.20 %	6.50 %
Chile-Bolivia	1.63 %	0.18 %
Chile-Brasil	15.31 %	10.47 %
Chile-Colombia	3.05 %	2.61 %
Chile-Ecuador	2.27 %	0.84 %
Chile-España	5.84 %	5.07 %
Chile-EEUU	11.99 %	50.36 %
Chile-Francia	3.02 %	1.81 %
Chile-Holanda		3.94 %
Chile-Italia	0.02 %	
Chile-México	3.47 %	3.60 %
Chile-Panamá	3.98 %	0.23 %
Chile-Paraguay	0.60 %	0.22 %
Chile-Perú	11.11 %	5.77 %
Chile-Uruguay	4.86 %	1.38 %

Notas: En esta Tabla se presentan solo las rutas aéreas internacionales que poseen tráfico de pasajeros y/o carga ininterrumpido, desde o hacia Chile, entre los años 1984-2019, excepto la ruta Chile-Tahiti. En las columnas (1) y (2) se muestran las participaciones de las rutas en el tráfico de pasajeros y carga, respectivamente.

Figura 5: Participación sobre el Tráfico de Pasajeros de las Rutas Importantes (1984-2019, anual)



En las Figuras 8 y 9 se muestran las series anualizadas del tráfico de carga en las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente. En esos gráficos también se indican los años que precedieron los mismos eventos que se resaltaron en las Figuras 4 y 5. En ambas series se puede ver que se repite el fenómeno de que, entre 2 a 3 años después de la ampliación de alguno de los ASA, el crecimiento del transporte de carga se desacelera y alcanza una especie de meseta (o cae). Esto nuevamente podría indicar que los beneficios de estas liberalizaciones, si es que hay, tienden a agotarse en pocos años. Otro elemento digno de mención es que justo después de la renovación del ASA entre Chile y Brasil del año 2011, la carga transportada cae considerablemente. Aquí cobra especial relevancia poder entender qué es lo que hubiera pasado en ausencia de la liberalización del acuerdo para determinar si es que podemos atribuir la caída a ese evento. De todas formas, en la descripción de las Figuras 8 y 9 se puede ver que en el año 2011 nada cambió respecto a las cláusulas preexistentes respecto a las libertades del tráfico de carga, por lo que es factible que no se pueda asociar ningún impacto a las liberalizaciones que se estudian en este trabajo.



Figura 6: Kilos de Carga Transportados desde o hacia Chile (1984-2019, anual)



Figura 7: Kilos de Carga Transportados desde o hacia Chile (1984-2019, mensual)

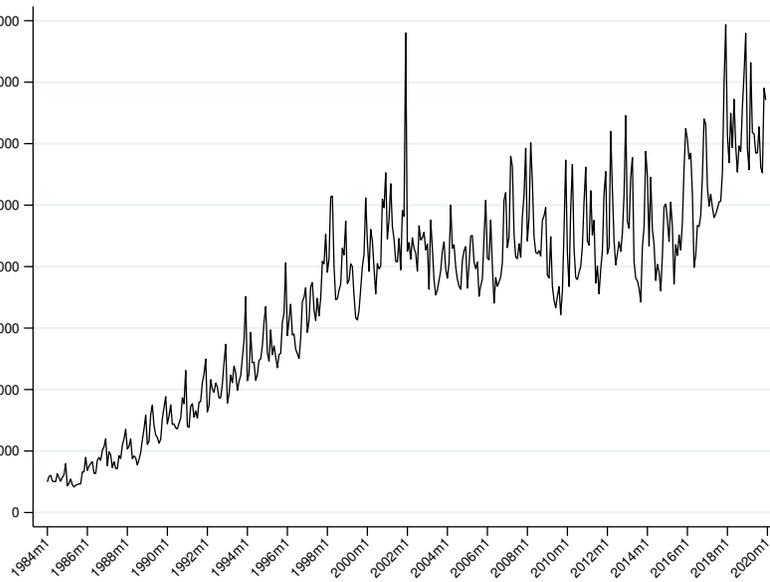


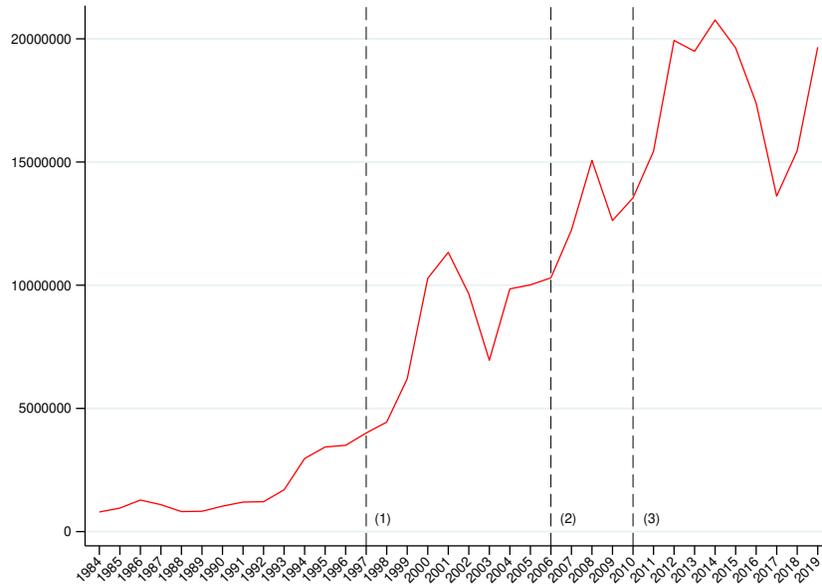


Figura 8: Kilos de Carga Transportados en la Ruta Chile-Brasil (1984-2019, anual)



Cada línea vertical representa la firma de un acuerdo entre Chile y Brasil. Para marcar bien el antes y el después de cada acuerdo, se fija la línea un año antes de este. (1) Acuerdo 1989: 6 frecuencias semanales para servicios de pasajeros y carga en rutas regionales; entre 1 a 4 frecuencias semanales para servicios cargueros (en función de la aeronave); y 2 frecuencias semanales en rutas de largo recorrido. (2) Acuerdo 1996: 7 frecuencias semanales en rutas regionales; y 10 frecuencias semanales en rutas de largo recorrido, de las cuales 3 podían ser exclusivamente cargueros. (3) Acuerdo 2005: 42 frecuencias semanales, combinadas de pasajeros y carga, con derechos de 3°, 4°, 5° y 6° libertades, en rutas regionales; 21 frecuencias semanales, combinadas de pasajeros y carga, con derechos de 3°, 4°, 5° y 6° libertades, en rutas de largo recorrido (sin limitación geográfica); y 9 frecuencias semanales exclusivas de carga, con derechos 3°, 4°, 5° y 6° libertades, en rutas de largo recorrido (sin limitación geográfica). (4) Acuerdo 2011: Apertura total hasta la quinta y sexta libertad, sin límite geográfico.

Figura 9: Kilos de Carga Transportados en la Ruta Chile-Perú (1984-2019, anual)

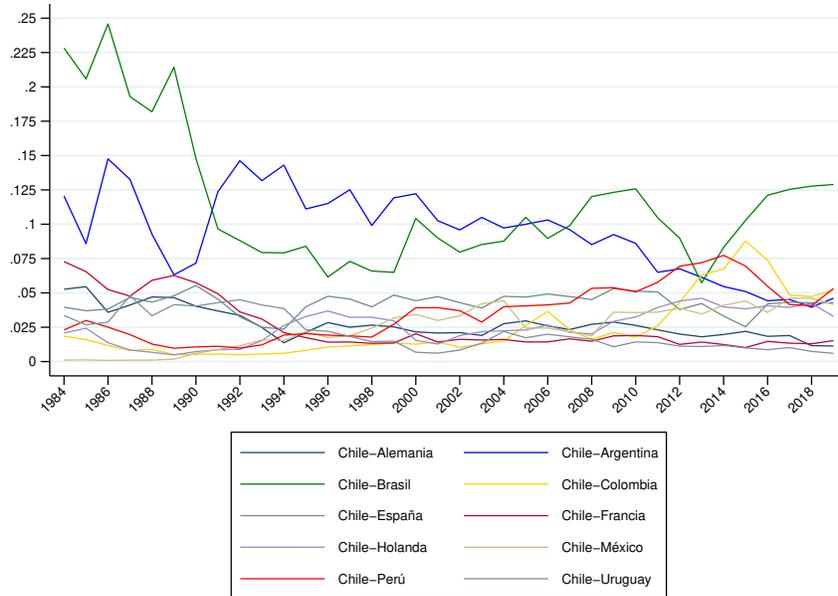


Cada línea vertical representa la firma de un acuerdo entre Chile y Perú. Para marcar bien el antes y el después de cada acuerdo, se fija la línea un año antes de este. (1) Acuerdo 1998: 21 frecuencias semanales en 3° y 4° libertad. (2) Acuerdo 2007: 28 frecuencias semanales en 3° y 4° libertad; y libertad ilimitada en el transporte de carga en la 5°, 6° y 7° libertad. (3) Acuerdo 2011: 84 frecuencias semanales en 3° y 4° libertad; y libertad ilimitada en el transporte de carga en la 5°, 6° y 7° libertad.

En la columna (2) de la [Tabla 1](#) se muestra la participación, sobre el total de kilos de carga transportados desde o hacia Chile en el año 2011, de todas las rutas con tráfico de carga ininterrumpido durante el período que comprende la base de datos. Se puede ver que todas esas rutas acumulaban, en ese año, un 95 % del tráfico total y que la ruta Chile-EEUU concentraba el 50 % del tráfico total. Sin contar esta última, podemos ver que también existían rutas de mayor participación (las que tenía Chile con Alemania, Argentina, Brasil, Colombia, España, Francia, Holanda, México, Perú y Uruguay) y otras de menor participación (las que tenía Chile con Bolivia, Ecuador, Panamá y Paraguay). Las primeras acumulaban casi un 44 % de todo el tráfico de pasajeros, mientras que las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú poseían, entre las dos, un 16 % del tráfico total. Se observa, en la [Figura 10](#), que las rutas de mayor participación han tenido, salvo algunas excepciones, una participación estable entre 1984 y 2019. Destacan las caídas en la participación de las rutas con Argentina y Brasil, posiblemente sustituidas por la ruta Chile-EEUU. También son dignas de mención las rutas con Colombia y Perú, que aumentaron de manera importante su participación en los últimos años.

Para poder estimar los modelos de regresión que se especifican más adelante, también se necesitaron datos agregados para los países que formaban las rutas del primer conjunto de datos de la JAC. Luego, de

Figura 10: Participación sobre el Tráfico de Carga de las Rutas Importantes (1984-2019, anual)



la página web del Banco Mundial¹⁰, se descargó información, para los años 1984-2019, sobre el PIB real (en dólares estadounidenses del 2010) y el número de habitantes de cada país, junto con la serie anualizada del precio promedio del petróleo crudo (entre Brent, Dubai y WTI) que se observó en el mundo (en dólares del 2010).

A continuación, se procede a describir la metodología empírica que se desarrolló para poder estimar el efecto de las liberalizaciones de los ASA que mantenía Chile con Brasil y Perú, y que entraron en vigor durante el año 2011.

3.2. Metodología

De la revisión de literatura realizada en la sección anterior, se desprende que esta se ha dividido en dos grandes áreas. La primera consta de los trabajos que han estimado el impacto de un ASA sobre algún *outcome* dentro de una ruta particular (Moselle et al., 2002; Villena et al., 2008; Pitfield, 2011; Fioravanti et al., 2017)¹¹, mientras que la segunda incluye al resto de los estudios reseñados en la Sección 2, y que

¹⁰<https://datos.bancomundial.org/>.

¹¹Si bien algunos de estos estudios buscaron, como objetivo principal, estimar el impacto total de una política de liberalización de los cielos en algún país, como Moselle et al. (2002) o Fioravanti et al. (2017), estos basaron su estrategia empírica en estimar, para cada ruta relevante y por separado, los efectos de los acuerdos estudiados, para luego sumarlos y obtener un impacto total.

se centraron en estimar el impacto promedio de un conjunto de acuerdos entre un país y otros. Si bien esta última rama de la literatura ha desarrollado metodologías con mayor validez interna, replicarlas en el contexto de este estudio tendría el costo de confundir el impacto de las liberalizaciones de los ASA estudiados con otros eventos similares del pasado, ya que se estaría estimando un efecto promedio de varios acuerdos, lo cual se escaparía de los objetivos planteados en la primera sección de este documento.

Tomando prestada la notación de [Abadie \(2019\)](#), supondremos que contamos con datos para $J + 2$ rutas aéreas, formadas por Chile y otro país j ($j = 1, 2, \dots, J + 2$), por T años y diremos que, sin pérdida de generalidad, las primeras dos rutas ($j = 1$ y $j = 2$) son las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, las que fueron “tratadas” con una mayor liberalización de los ASA vigentes entre estos país en el año 2011. Para cada ruta j y año t observamos un *outcome* de interés, Y_{jt} , que será el flujo de pasajeros o la cantidad de kilos de carga transportados en cada ruta. Definimos Y_{jt}^N como el *potential outcome* de la ruta j en el año t sin el tratamiento. Para las rutas tratadas ($j = 1$ y $j = 2$), diremos que Y_{jt}^I es su *potential outcome* después del tratamiento. Luego, el impacto de este, en el período t (con $t > 2011$), para cada una de estas rutas es, respectivamente:

$$\tau_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N \quad (1)$$

$$\tau_{2t} = Y_{2t}^I - Y_{2t}^N \quad (2)$$

Es fácil ver que $Y_{1t}^I = Y_{1t}$ e $Y_{2t}^I = Y_{2t}$ para $t > 2011$. Es decir, observamos el *potential outcome* de las rutas tratadas después de la liberalización del ASA correspondiente. Luego, el desafío consiste en estimar Y_{1t}^N e Y_{2t}^N para $t > 2011$, ya que no es observado en la realidad, lo cual constituye el problema fundamental de la identificación causal: no podemos observar a las rutas tratadas en ausencia de los acuerdos (el contrafactual).

Cuando nos enfrentamos a un contexto en donde muy pocas unidades agregadas (ciudades, regiones o países) son expuestas a una gran intervención de interés, como la liberalización de los ASA que Chile mantenía con Brasil y Perú, las técnicas más tradicionales de evaluación de impacto experimentales o cuasi-experimentales no aplican, ya que, en general, requieren muestras grandes y tienden a enfocarse en tratamientos a unidades más pequeñas, tales como hogares, personas o pequeñas comunidades. La literatura económica ha enfrentado este problema mediante el uso de análisis de series de tiempo con intervenciones o el estudio de casos comparados ([Abadie, 2019](#)). Si bien ambos enfoques son útiles, el primero carece de aplicaciones en la literatura, aparte de la de [Pitfield \(2011\)](#), quien además no profundiza en los aspectos conceptuales o la validez empírica de su metodología. Por otro lado, los estudios de casos comparados están basados en la idea de que el efecto de una intervención puede ser inferido al comparar unidades tratadas con no tratadas. Luego, este tipo de metodologías requieren bastante discreción por parte del autor a la hora de

elegir las unidades a comparar. Así, siguiendo el enfoque de la mayoría de los autores que se han enfrentado al mismo dilema, se estimó una relación empírica, mediante distintos modelos de regresión, entre Y_{jt} y otras variables explicativas para antes del año 2011. Luego, se usaron esas estimaciones para proyectar Y_{jt} para después del 2011 (inclusive), bajo las condiciones reales de las variables explicativas que se observaron después de la liberalización de los ASA estudiados, suponiendo que estas predicciones son la mejor aproximación a lo que hubiera pasado en ausencia de estos eventos.

El desafío, entonces, se reduce a encontrar la metodología más apropiada para explicar y predecir la variación del tráfico aerocomercial. Para responder esta pregunta se recurrió al Manual de Predicción del Tráfico Aéreo (*Manual on Air Traffic Forecasting*) de ICAO (2006b). En este documento se realizó una revisión de las dos metodologías cuantitativas más populares para proyectar el tráfico aéreo. La primera consta de los Análisis de Series de Tiempo, basados en el supuesto de que los patrones históricos de los datos continuarán presentándose en el futuro. El enfoque que más se destaca en este tipo de análisis es el de Box-Jenkins (1976), que se aplica a los modelos Autoregresivos Integrados de Media Móvil (ARIMA). Además, esta ha sido la metodología más usada en la industria aeronáutica para predecir el tráfico aéreo, por lo que fue una de las que se usaron para estimar Y_{1t}^N e Y_{2t}^N para $t > 2011$ en este trabajo¹².

La segunda metodología consiste en los Métodos Causales, que infieren una relación de causa y efecto entre ciertas condiciones económicas, sociales u operativos del mercado, y el transporte aéreo. Aquí el *benchmark* son las estimaciones por ecuaciones simultáneas, que se caracterizan por un sistema de ecuaciones estructurales del tipo:

$$Y_{jt}^d = \alpha_j + \beta P_{jt} + \gamma' X_{jt} + u_{jt} \quad (3)$$

$$Y_{jt}^s = \delta_j + \zeta P_{jt} + \eta' W_{jt} + v_{jt} \quad (4)$$

$$Y_{jt}^d = Y_{jt}^s \quad (5)$$

en donde Y_{jt}^d e Y_{jt}^s son la demanda y la oferta por tráfico aéreo en la ruta j en el año t , respectivamente. P_{jt} es un indicador de precios, mientras que X_{jt} y W_{jt} son vectores que contienen otros determinantes de la demanda y la oferta, respectivamente. Finalmente, α_j y δ_j son términos constantes, mientras que u_{jt} y v_{jt} son los términos de error. Para poder resolver correctamente este sistema, y poder predecir el tráfico aéreo,

¹²Otros enfoques que se han usado para predecir usando series de tiempo son las proyecciones de tendencias, suavizamiento exponencial (SE), vectores autoregresivos (VAR) y los modelos de corrección de errores (MCE). Sin embargo, mientras algunos tienen pocos fundamentos teóricos en este contexto (como las proyecciones de tendencia o MCE), otros se encuentran anidados dentro en los modelos ARIMA (SE) o carecen de aplicaciones replicables en la literatura (VAR).

se necesita contar con datos sobre tarifas (P_{jt}), los cuales no estaban disponibles a la fecha de realización de este trabajo. Sin embargo, si se usan las tres ecuaciones y despejamos para Y_{jt} , se puede obtener una ecuación de forma reducida del tipo:

$$Y_{jt} = \pi_{0j} + \pi'_{1j}X_{jt} + \pi'_{2j}W_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

en donde los parámetros π_{ij} son combinaciones de los parámetros de las Ecuaciones 3 y 4. Entre los métodos causales, las formas reducidas, con especificaciones log-log, se ha vuelto la metodología más tradicional para obtener los determinantes del tráfico aéreo y realizar proyecciones.

Un caso particular de la Ecuación 6 son los Modelos Gravitacionales, que han sido ampliamente utilizados para explicar y predecir el transporte aéreo. Estos se inspiran en la Ley de Gravedad de Isaac Newton (1972). Estos modelos suponen que el tráfico aéreo en una ruta formada por un país p y otro país s (Y_{pst}) depende, en cualquier momento del tiempo t , positivamente del PIB de cada uno y negativamente de la distancia entre ellos ($DIST_{ps}$):

$$Y_{pst} = \frac{\alpha PIB_{pt} PIB_{st}}{DIST_{ps}} \quad (7)$$

De acuerdo a un *survey* realizado por Zhang, Lin, y Zhang (2018), estos modelos pueden incluir también términos de resistencia multilateral (TRM), que se refieren a las barreras que enfrentan los países para comerciar. Como estos elementos son usualmente no observables, la solución más práctica y utilizada ha sido la incorporación de efectos fijos en los modelos. Otras variables explicativas que suelen incluirse para estimar estos modelos son el número de habitantes de los países, indicadores de costo de la industria, rezagos de la variable dependiente (que ayudan a controlar por autocorrelación serial y aportan gran poder predictivo) u otras variables de incentivos, como la presencia de aerolíneas *low-cost*, países vecinos o con lengua común, etc. Si bien estos últimos términos pueden ayudar a mejorar la bondad de ajuste de los modelos y el poder explicativo del pasado, no son muy útiles para predecir, ya que existe el riesgo de sobreidentificar el modelo (*overfitting*).

La forma más tradicional de estimar estos modelos es por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), con datos de panel, especificaciones log-log y efectos fijos para cada ruta aérea. El problema de estas especificaciones es que, como la variable dependiente está expresada en logaritmos, se requiere hacer correcciones a la hora de predecirla, debiendo calcular:

$$\hat{Y}_{pst} = e^{\log(\widehat{Y}_{pst}) + \frac{\hat{\sigma}^2}{2}} \quad (8)$$

en donde $\log(\widehat{Y}_{pst})$ son las predicciones del logaritmo de la variable dependiente y $\hat{\sigma}^2$ es la varianza estimada del término de error de la regresión. Esto funciona bajo el supuesto de que el tráfico aéreo sigue una distribución log-normal, lo cual puede ser poco preciso. Para solucionar esto, la literatura ha transitado hacia la estimación de modelos de conteo de tipo Poisson por máxima verosimilitud, con datos de panel y especificaciones nivel-log. Esto hace sentido, ya que el tráfico aéreo siempre toma valores mayores o iguales a cero¹³. Así, para complementar las predicciones realizadas con modelos ARIMA, también se estimó Y_{1t}^N e Y_{2t}^N con modelos gravitacionales MCO y Poisson con efectos fijos¹⁴. El horizonte de proyección fue, en todos los casos, el mediano plazo (máximo 4 años), ya que ninguno de estos enfoques es útil para predecir el tráfico aéreo en el largo plazo.

La idea detrás de esta estrategia empírica es que cualquier discrepancia que se encuentre entre la serie real de Y_{jt} y la proyectada, para cualquier ruta j , se debe a *shocks* exógenos impredecibles por el modelo utilizado. Así, si se observa una divergencia importante en alguna ruta, se debiera poder justificar en base a argumentos económicos y en que *algo pasó* en esa ruta. Ante la ausencia de algún antecedente público u otro proporcionado por la JAC, se infiere que lo único relevante que cambió el año 2011 fue la liberalización de los ASA que Chile mantenía con Brasil y Perú. Luego, suponiendo que las proyecciones estimadas son un contrafactual válido, si se observa una divergencia muy grande para las rutas tratadas ($\tau_{1t} \neq 0$ o $\tau_{2t} \neq 0$), entonces se puede conjeturar que fue producto de estos eventos.

De lo anterior se desprende que debiéramos observar $\tau_{jt} = 0$ para cada una de las rutas no tratadas. Consistente con esto, también se implementaron tests placebo para verificar que no se observan divergencias importantes para estas rutas usando los mismos modelos de proyección. Lo importante es que, incluso si es que se observa $\tau_{jt} \neq 0$ en ellas, se necesita que los impactos para las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú sean mucho mayores en términos absolutos. Por lo tanto, si es que existen divergencias comparables entre las rutas tratadas y las no tratadas, entonces: (i) la metodología no es válida para construir el contrafactual, o (ii) las liberalizaciones de los ASA estudiados no tuvieron efecto real.

Que se cumplan los supuestos de identificación anteriores depende de que, en los modelos de series de tiempo, una vez que estimemos la relación empírica de interés, los errores de la regresión sigan un proceso

¹³Otros enfoques que se pueden usar para estimar un modelo gravitacional, en virtud de que en general usan datos de panel, pero que fueron descartados, son las Primeras Diferencias, el *Demeaning*, la estimación con Efectos Aleatorios o Mínimos Cuadrados Agrupados. Sobre la primera técnica, no existen muchas aplicaciones en la literatura y, cuando estimé ecuaciones de ese estilo por mi cuenta, se perdía mucho poder predictivo. En cuanto al *Demeaning*, los coeficientes que se obtengan serán los mismos, pero se pierden los efectos fijos y poder predictivo. En tanto, Efectos Aleatorios requiere supuestos muy fuertes para su estimación (exogeneidad de los regresores) y Mínimos Cuadrados Agrupados es útil solo cuando se seleccionan diferentes muestras para cada año del panel, lo cual no es mi caso (Wooldridge, 2010).

¹⁴Otra estrategia de identificación que se podría haber empleado es la de Controles Sintéticos, desarrollada originalmente por Abadie y Gardeazabal (2003). Lamentablemente, se encontró que esta metodología no era aplicable en este contexto. Para más detalles, ver el Apéndice B.

de ruido blanco. En cambio, para los modelos gravitacionales, se necesita que, condicional en observables, no existan elementos contenidos en el término de error de los modelos que se correlacionen con las variables explicativas del tráfico aéreo, ya que si existen, las proyecciones podrían ser sesgadas. Luego, la gran debilidad de esta estrategia empírica es que depende fuertemente de que no hayan habido otros *shocks* exógenos impredecibles por los modelos, además de las ampliaciones de los ASA que tenía Chile con Brasil y Perú.

En otras palabras, como el contrafactual no es construido en base a lo que realmente pasó entre las rutas no tratadas (como lo hacen las otras metodologías de evaluación de impacto experimentales y cuasi-experimentales), sino que se construye suponiendo que conocemos el proceso generador de datos, es clave poder determinar que los modelos son los adecuados para predecir el tráfico aéreo para las rutas no tratadas, ya que solo así se podría confiar en que son capaces de construir el contrafactual de las tratadas.

A continuación se procede a especificar los modelos que se usarán para proyectar el tráfico aéreo y estimar los contrafactuales.

3.2.1. Modelos de Series de Tiempo

Para aprovechar que los datos proporcionados por la JAC se encuentran tabulados mensualmente, todos los modelos de series de tiempo fueron estimados en esa frecuencia para ganar grados de libertad a la hora de proyectar los contrafactuales. Además, así se pudo lograr más precisión a la hora de especificar los modelos, ya que, en vez de estimar los modelos para antes del 2011, se pudieron estimar hasta el mes anterior de que entraran en vigor las liberalizaciones de los ASA con Chile y Brasil (agosto y junio, respectivamente). Después, para comparar con los modelos gravitacionales, estimados anualmente, la base de datos se anualizó. Por último, cuando se buscaron los modelos adecuados para predecir el transporte de carga en las rutas no tratadas (para los tests placebo), la ruta Chile-EEUU no fue considerada, ya que, como vimos en la [Subsección 3.1](#), sus niveles de participación en el tráfico de carga total eran muy altos y la idea es comparar rutas lo más parecidas posibles.

En las Figuras [D.1](#) y [D.2](#) se presentan las series mensualizadas para los pasajeros transportados en las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú antes de la entrada en vigor de las liberalizaciones de los ASA respectivos. A partir de estos gráficos, se infiere que, al igual que la serie mostrada en la [Figura 2](#), el tráfico de pasajeros en ambas rutas tiene un claro componente estacional. Luego, lo que corresponde es basar el análisis en las diferencias estacionales (diferencias cada 12 meses) y especificar modelos ARIMA estacionales, o SARIMA:

$$ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_m \quad (9)$$

donde p y P son el número de componentes autoregresivos del proceso no estacional y estacional, respec-



tivamente, q y Q son el número de componentes de media móvil del proceso no estacional y estacional, respectivamente, mientras que d y D son el número de veces que se necesita diferenciar el proceso no estacional y estacional, respectivamente. Finalmente, m es el número de observaciones por año. Cabe destacar que esta situación también se repetía en las series de pasajeros de las rutas no tratadas, por lo que, para realizar los test placebo, también se buscó especificar modelos SARIMA para estas rutas (por temas de espacio, no se reportan los gráficos correspondientes).

Hasta el momento, es fácil ver que $m = 12$ y $D = 1$ para todas las rutas. Para determinar d , basta con verificar que el proceso estacional sea estacionario (Hyndman y Athanasopoulos, 2018). En las Figuras D.3 y D.4 se muestran las serie estacionalizadas de las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente¹⁵. En ambos casos parece ser que el proceso es estacionario, aunque de todas formas se implementó el test de Phillips-Perron¹⁶. En la Tabla C.1 se puede ver que la hipótesis nula de no estacionariedad es rechazada al 1% de significancia para todas las rutas (tratadas y no tratadas), sin importar si es que se implementa el test base de Stata, si es sin constante o si se incluye un término de tendencia. Con esta evidencia se pudo determinar que $d = 0$ para todas las rutas.

Para determinar los valores de p y P es útil guiarse por las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de las series estacionalizadas de las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú (Figuras D.5-D.6 y D.7-D.8, respectivamente). De ahí se desprende que, para ambas rutas, los procesos no estacionales y estacionales siguen procesos autoregresivos (Becketti, 2013; Box y Jenkins, 1976; Brooks, 2019; Hyndman y Athanasopoulos, 2018). Para elegir los modelos definitivos, se estimaron regresiones con distintas combinaciones de p y P con el objetivo de encontrar los que minimizaban los criterios de información de Akaike y Bayesiano (AIC y BIC, por sus siglas en inglés, respectivamente)¹⁷. En el Panel A de la Tabla C.3, se puede ver que un ARIMA $(3, 0, 0) \times (2, 1, 0)_{12}$ minimiza ambos criterios de información para la ruta Chile-Brasil. Por su parte, en el Panel A de la Tabla C.4 se puede ver un ARIMA $(1, 0, 0) \times (1, 1, 0)_{12}$ y un ARIMA $(1, 0, 0) \times (3, 1, 0)_{12}$ minimizan el BIC y el AIC para la ruta Chile-Perú, respectivamente. Como la idea siempre es buscar el modelo más parsimonioso (uno que se ajuste bien a los datos con el menor número de parámetros posible), se eligió el primer modelo para esta ruta.

En la Tabla 2, columnas (1) y (2), se muestran los resultados de estimar los modelos escogidos para

¹⁵Por temas de espacio no se presentan los gráficos para las rutas no tratadas. Sin embargo, las conclusiones son las mismas y las figuras pueden ser creadas con el material de replicación.

¹⁶La forma más tradicional para chequear la estacionariedad de una serie temporal es a través del test de Dickey-Fuller aumentado. Sin embargo, existen otros tests que se basan en este último y además ofrecen algunas mejoras, como el test de Phillips-Perron (ver Becketti, 2013)

¹⁷En dichas estimaciones se consideraron modelos que tomaban valores de p y P hasta 3 y 4, respectivamente. No se probaron combinaciones con mayor orden para elegir modelos con una cantidad limitada de parámetros y por las limitaciones computacionales del *software* Stata.



proyectar el transporte de pasajeros. Se puede ver que todos los coeficientes son significativos al 1%, a excepción del término constante del modelo para la ruta Chile-Perú, significativo al 5%. Finalmente, en la columna (1) de la [Tabla C.5](#) se detallan los modelos utilizados para predecir el transporte de pasajeros en el resto de las rutas y realizar los tests placebo¹⁸.

Para especificar los modelos de series de tiempo para proyectar el transporte de carga se siguieron los mismos pasos que para el transporte de pasajeros. En las Figuras [D.9](#) y [D.10](#) se presentan las series mensualizadas de las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente, para antes de la entrada en vigor de las liberalizaciones de los ASA respectivos. Si bien ahora es menos nítido, también se puede apreciar un componente estacional en ambas rutas, lo cual también se evidenciaba en las rutas no tratadas (gráficos no reportados). Luego, nuevamente se buscó especificar modelos SARIMA con $m = 12$ y $D = 1$ para todas las rutas. En las Figuras [D.11](#) y [D.12](#) se muestran las series estacionalizadas de las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente. Al igual que antes, ambos procesos parecen ser estacionarios, aunque de todas formas también se implementó el test de Phillips-Perron, pudiendo determinar que $d = 0$ para todas las rutas (ver [Tabla C.2](#)).

Nuevamente, con las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial (Figuras [D.13-D.14](#) y [D.15-D.16](#) para las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente), se pudo determinar que los procesos estacionales y no estacionales de ambas rutas seguían procesos autoregresivos¹⁹ ([Becketti, 2013](#); [Box y Jenkins, 1976](#); [Brooks, 2019](#); [Hyndman y Athanasopoulos, 2018](#)). Finalmente, y al igual que con el transporte de pasajeros, se estimaron regresiones con distintas combinaciones de p y P para encontrar los que minimizaban el AIC y el BIC²⁰. En el Panel B de la [Tabla C.3](#) se puede ver que un ARIMA $(2, 0, 0) \times (3, 1, 0)_{12}$ y un ARIMA $(2, 0, 0) \times (4, 1, 0)_{12}$ minimizan el BIC y el AIC para la ruta Chile-Brasil, respectivamente. Como la idea siempre es buscar el modelo más parsimonioso, se eligió el primer modelo para esta ruta. En tanto, a partir del Panel B de la [Tabla C.4](#), se puede ver que un ARIMA $(1, 0, 0) \times (2, 1, 0)_{12}$ y un ARIMA $(2, 0, 0) \times (4, 1, 0)_{12}$ minimizan el BIC y el AIC para la ruta Chile-Perú, respectivamente. Siguiendo el mismo criterio de antes, el modelo escogido fue el primero.

En la [Tabla 2](#), columnas (3) y (4), se muestran los resultados de estimar los modelos escogidos para proyectar el transporte de carga. Se puede ver que todos los coeficientes son significativos al 1%, a excepción

¹⁸Por temas de espacio no se presentan las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial para las series estacionalizadas de las rutas no tratadas. Sin embargo, las conclusiones eran las mismas que para las rutas no tratadas. Tampoco se presentan los resultados de computar el AIC y el BIC para elegir los modelos definitivos. De todas formas, todas esas figuras y tablas pueden ser creadas con el material de replicación.

¹⁹Nuevamente, por temas de espacio, no se presentan los gráficos para las rutas no tratadas. Sin embargo, las conclusiones son las mismas y las figuras pueden ser creadas con el material de replicación.

²⁰Nuevamente, en dichas estimaciones se consideraron modelos que tomaban valores de p y P hasta 3 y 4, respectivamente. No se probaron combinaciones con mayor orden para elegir modelos con una cantidad limitada de parámetros y por las limitaciones computacionales del *software* Stata.

de las constantes, significativas al 5 %. Finalmente, en la columna (2) de la [Tabla C.5](#) se detallan los modelos utilizados para predecir el transporte de carga en el resto de las rutas y realizar los tests placebo²¹.

Tabla 2: Estimación de los Modelos de Series de Tiempo

	Pasajeros		Carga	
	Chile-Brasil (1)	Chile-Perú (2)	Chile-Brasil (3)	Chile-Perú (4)
AR (1)	0.801*** (0.030)	0.896*** (0.018)	0.523*** (0.044)	0.783*** (0.027)
AR (2)	-0.150*** (0.053)		0.190*** (0.041)	
AR (3)	0.205*** (0.043)			
SAR (1)	-0.550*** (0.026)	-0.500*** (0.036)	-0.672*** (0.038)	-0.511*** (0.044)
SAR (2)	-0.435*** (0.029)		-0.358*** (0.052)	-0.280*** (0.048)
SAR (3)			-0.200*** (0.059)	
Constante	2,539.351*** (979.582)	1,681.767** (664.761)	74,930.294** (34,878.411)	40,512.004** (17,007.007)
Observaciones	319	317	319	317

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. En las columnas (1) y (2) la variable dependiente es el número de pasajeros transportados en ruta, mientras que en las columnas (3) y (4) la variable dependiente son los kilos de carga transportados en ruta. Todas las regresiones fueron estimadas hasta un mes antes de la liberalización del ASA que corresponde (agosto y junio de 2011 para las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente). Los términos AR (n) y SAR (n) hacen referencia a los componentes autoregresivos de orden n del proceso no estacional y estacional, respectivamente.

²¹Nuevamente, por temas de espacio no se presentan las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial para las series estacionalizadas de las rutas no tratadas. Sin embargo, las conclusiones eran las mismas que para las rutas no tratadas. Tampoco se presentan los resultados de computar el AIC y el BIC para elegir los modelos definitivos. De todas formas, todas esas figuras y tablas pueden ser creadas con el material de replicación.

Como se mencionó antes, los modelos seleccionados serán válidos en la medida que, luego de estimarlos, los residuos que generen sigan un proceso de ruido de blanco. Para testear esto, se realizaron los tests Q y B (ver Hyndman y Athanasopoulos, 2018). En la Tabla C.6 se muestran los estadísticos y p-valores que resultan de ese ejercicio. Se puede ver que, tanto para pasajeros como para carga, el test Q es aprobado por alrededor de la mitad de las rutas. Sin embargo, el test B es aprobado por todos los modelos, a excepción del de pasajeros de la ruta Chile-España. En general, esta evidencia apunta a que los modelos seleccionados sí pueden ser usados para proyectar y construir los contrafactuales requeridos.

3.2.2. Modelos Gravitacionales

Parte importante de la base teórica y conceptual de los modelos gravitacionales es la influencia del PIB de los países sobre el tráfico en una ruta aérea. Luego, si bien hubiera sido ideal haber estimado estos modelos en frecuencia mensual, ello hubiera requerido contar con datos sobre el PIB de los países que formaban las rutas internacionales chilenas en la misma periodicidad, lo cual no era factible. Así, siendo consistente con los datos disponibles en la página web del Banco Mundial, se estimaron estos modelos en frecuencia anual con datos de antes del año 2011 (y no antes del mes de tratamiento), para luego proyectar los contrafactuales. Además, como los datos sugieren que tanto en el tráfico de pasajeros como en el tráfico de carga existían rutas de mayor y menor participación hacia antes del año 2011, estos modelos fueron estimados incluyendo solamente rutas comparables, en cada una de las regresiones estimadas, para no obtener contrafactuales sesgados para las rutas tratadas y las no tratadas (para los tests placebo). En los modelos en donde el transporte de carga era la variable dependiente, la ruta Chile-EEUU no fue considerada en ninguna estimación, ya que, al acumular una participación de cerca de un 50% en esta dimensión, no existían rutas comparables y, probablemente, incluirla con las de mayor importancia tendería a sesgar de manera importante los resultados.

Bajo esas condiciones, los modelos gravitacionales estimados por MCO siguieron la siguiente especificación:

$$\begin{aligned}
 \log(Y_{jt}) = & \alpha_j + \beta_1 \log(PIB_{CHL_t}) + \beta_2 \log(PIB_{jt}) + \delta \log(DIST_{jt}) \\
 & + \gamma_1 \log(POP_{CHL_t}) + \gamma_2 \log(POP_{jt}) \\
 & + \eta \log(OIL_t) + \zeta \log(Y_{jt-1}) + \varepsilon_{jt}
 \end{aligned} \tag{10}$$

en donde Y_{jt} es el número de pasajeros o la cantidad de kilos transportados en la ruta aérea formada por Chile y el país j . α_j son efectos fijos por ruta, PIB_{CHL_t} es el PIB de Chile en el año t , PIB_{jt} es el PIB del país j en el año t y $DIST_{jt}$ es un indicador de la distancia recorrida en la ruta aérea formada por Chile

y el país j en el año t , que se computó como un promedio ponderado de la distancia recorrida en cada par origen-destino dentro de la ruta, y cuyos ponderadores fueron iguales al número de veces que aparecía el mismo par origen-destino en la base de datos, dividido en el total de veces que aparecía cualquier par origen-destino de la misma ruta.

Es fácil ver que la [Ecuación 10](#) es una extensión de una log-linealización de la [Ecuación 7](#). Como indicadores adicionales para el “peso” de los países se incluyeron el número de habitantes, en el año t , de Chile (POP_{CHL_t}) y el país j (POP_{j_t}). La razón de esto viene de la fuente de inspiración de estos modelos, la Ley de Gravedad de [Newton \(1972\)](#), que establece que la fuerza de atracción entre dos cuerpos es directamente proporcional a la masa de ambos²². Como indicador de los costos dentro de la industria aeronáutica, se incluyó el precio promedio del petróleo crudo en el año t (OIL_t)²³. Como el tráfico aéreo puede tardar más de un año en responder ante cambios en ciertos factores causales, como el PIB ([ICAO, 2006b](#)), se incluyó también un rezago de la variable dependiente para controlar por posibles efectos distribuidos en el tiempo ($Y_{j_{t-1}}$). Finalmente, ε_{jt} es un término de error robusto a la heterocedasticidad²⁴. En cuanto a los modelos Poisson estimados por máxima verosimilitud, se consideraron los mismos regresores en escala logarítmica.

En la [Tabla 3](#) se muestran los resultados de estimar los modelos gravitacionales especificados para antes del año 2011. Podemos ver que el coeficiente del PIB de Chile es significativo al 5% solo en los modelos que explican el tráfico de pasajeros para las rutas de mayor participación. Además, en general, el signo es el esperado (positivo), a excepción de cuando se estima el modelo por MCO para el tráfico de pasajeros de las rutas de menor participación. Esto puede deberse a una casualidad, ya que los efectos son pequeños en términos absolutos y no significativos, por lo que simplemente puede ser que el efecto del PIB chileno sobre el tráfico de pasajeros en estas rutas sea nulo. Algo similar pasa con la significancia del PIB del otro país, ya que solo es significativo al 1% en los modelos que explican el tráfico de pasajeros para las rutas de mayor participación. El coeficiente siempre es positivo, a excepción de los modelos para el tráfico de carga y rutas de menor participación. Como estas rutas tienen porcentajes de participación ínfimos en el transporte

²²Otros autores incluyen el número de habitantes de los países de manera indirecta, ya que han considerado el uso del logaritmo del PIB per cápita como variable independiente en sus estimaciones. Como $\beta \log\left(\frac{PIB}{POP}\right) \equiv \beta \log(PIB) - \beta \log(POP)$, estos autores fuerzan a que la influencia del número de habitantes sobre el tráfico aéreo sea igual a la del PIB, pero en sentido opuesto. Así, esta práctica implica restringir los modelos, lo cual puede ser errado si es que la influencia de la población y el PIB es distinta.

²³Otros autores han usado el *jet fuel*. Sin embargo, no pude encontrar datos confiables sobre este indicador para todo el período que cubría la base de datos.

²⁴La práctica común con datos de panel es usar errores agrupados (*clustered standard errors*) para controlar por la correlación serial que podría existir dentro de los grupos o *clustes* (en este caso, las rutas aéreas). Sin embargo, como señalan [Cameron y Miller \(2015\)](#), esto puede ser contraproducente cuando el número de grupos es pequeño (menor a 50), como en este caso. Como aún no hay consenso claro en la literatura sobre cómo solucionar esto, decidí seguir un enfoque más conservador. De todas formas, como lo que interesa aquí es el insegmento de las proyecciones y no hacer inferencia, no se consideró como un problema grave.

de carga, esto puede deberse a un fenómeno particular en esas rutas. Cabe destacar que estos coeficientes negativos nunca son significativos.

Tabla 3: Estimación de los modelos gravitacionales

	Pasajeros				Carga			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	MCO	MCO	Poisson	Poisson	MCO	MCO	Poisson	Poisson
$\log(PIB_{CHLt})$	0.995** (0.425)	-0.050 (0.817)	0.082** (0.032)	0.061 (0.076)	1.011 (1.083)	2.357 (2.359)	0.076 (0.072)	0.169 (0.163)
$\log(PIB_{jt})$	0.446*** (0.160)	1.073 (0.717)	0.040*** (0.013)	0.040 (0.064)	0.478 (0.418)	-0.812 (0.975)	0.025 (0.028)	-0.058 (0.069)
$\log(DIST_{jt})$	-0.173 (0.133)	-0.983 (0.792)	-0.017 (0.010)	-0.010 (0.073)	1.117** (0.475)	-0.666 (0.853)	0.085*** (0.032)	-0.047 (0.059)
$\log(POP_{CHLt})$	-5.516** (2.108)	-0.789 (3.392)	-0.573*** (0.158)	-0.405 (0.328)	-7.808 (4.985)	9.084 (10.803)	-0.577* (0.335)	0.619 (0.742)
$\log(POP_{jt})$	2.333*** (0.631)	0.014 (0.367)	0.326*** (0.053)	0.057 (0.040)	5.417*** (0.781)	-9.089*** (1.976)	0.371*** (0.055)	-0.622*** (0.135)
$\log(OIL_t)$	-0.093** (0.036)	-0.082 (0.089)	-0.010*** (0.003)	-0.006 (0.008)	-0.282*** (0.080)	-0.489*** (0.147)	-0.020*** (0.005)	-0.037*** (0.010)
$\log(Y_{jt-1})$	0.761*** (0.045)	0.814*** (0.151)	0.059*** (0.003)	0.094*** (0.014)	0.725*** (0.141)	0.101* (0.055)	0.052*** (0.011)	0.007* (0.004)
Observaciones	104	286	104	286	234	122	234	122
R^2 Ajustado	0.989	0.899			0.861	0.518		

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. En las columnas (1)-(4) la variable dependiente es el logaritmo de los pasajeros transportados en ruta, mientras que en las columnas (4)-(8) la variable dependiente es el logaritmo de los kilos de carga transportados en ruta. Todas las regresiones fueron estimadas hasta un año antes de la liberalización de los ASA estudiados (2011). En las columnas impares se presentan los resultados para las rutas importantes, mientras que en las pares los de las rutas no importantes. En el tráfico de pasajeros, las rutas importantes son las que tenía Chile con Argentina, Brasil, Estados Unidos y Perú, mientras que las no importantes son las que tenía Chile con Alemania, Bolivia, Colombia, Ecuador, España, Francia, Italia, México, Panamá, Paraguay y Uruguay. En el tráfico de carga, las rutas no importantes son las que tenía Chile con Alemania, Argentina, Brasil, Colombia, España, Francia, México, Perú y Uruguay, mientras que las no importantes son las que tenía Chile con Bolivia, Ecuador, Holanda, Italia, Panamá y Paraguay.



En cuanto a la distancia, los coeficientes casi siempre son negativos (como es de esperar) y no significativos, pero son positivos y significativos en los modelos para las rutas de mayor participación en el transporte de carga. Como muchas de estas rutas cubren distancias muy largas y además tienen un porcentaje no menor en el transporte de carga, puede ser que estos coeficientes estén capturando una correlación, en vez de una relación causal. Sin embargo, la magnitud y la significancia de los coeficientes dejan espacio para dudas.

Sobre los coeficientes del total de habitantes, el coeficiente es, en general, negativo para Chile y positivo para el otro país. Lo primero es bastante contraintuitivo, sobre todo cuando miramos la significancia y magnitud de los coeficientes. En otros artículos conocidos que incluyen estas variables ([Alvarado y Marcos, 2012](#); [Fioravanti et al., 2017](#)), los coeficientes que se han encontrado son siempre positivos, por lo que no se tiene un marco de referencia para los resultados que aquí se reportan. Así, lo mejor que se puede concluir es que el coeficiente puede estar sesgado o estar capturando otros efectos no observables. El coeficiente para el precio promedio del petróleo es siempre negativo, como era de esperar, y significativo en todos los modelos, salvo para el tráfico de pasajeros en rutas de menor participación. Sobre los rezagos de la variable dependiente, los coeficientes son siempre significativos y positivos. Finalmente, en los modelos estimados por MCO, el R^2 Ajustado es siempre alto, a excepción del modelo que explica el transporte de carga en rutas de menor participación, lo cual se condice con lo que se ve en literatura.

Como se mencionó antes, los modelos gravitacionales estimados serán válidos en la medida que el término de error no contenga elementos correlacionados con los regresores utilizados. Sin embargo, el problema de la endogeneidad siempre va a ser un tema presente, sobre todo cuando se estiman estas relaciones por MCO y sin una estrategia de identificación con alta validez interna. De hecho, en algunas especificaciones se encuentra que algunos regresores tienen el signo opuesto al esperado, lo cual sugiere que existe algo de sesgo en las estimaciones. De todas formas, determinar con exactitud los impactos causales en estos contextos es difícil, sobre todo por la potencial causalidad reversa de muchos regresores. Así, se vuelve crucial evaluar la validez de estos modelos a través de su habilidad para predecir el tráfico aéreo de las rutas no tratadas, ya que solo así se puede determinar si es que los impactos que se estimen para las liberalizaciones de los ASA de Chile con Brasil y Perú son creíbles o no.

En la próxima sección se presentan los resultados de las estimaciones de impacto sobre el tráfico de pasajeros ([Subsección 4.1](#)) y de carga ([Subsección 4.2](#)).

4. Impactos Estimados

4.1. Pasajeros

En las Figuras 11 y 12 se muestran las series anuales de pasajeros observada para las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente, junto con las proyectadas por las distintas metodologías de predicción del tráfico aéreo. A la izquierda de la línea vertical punteada, que marca un año antes de la liberalización de cada uno de los ASA respectivos, tenemos el tramo 1984-2010. En ese tramo, las diferencias entre la serie real y las proyectadas debieran ser mínimas, suponiendo que los modelos estimados fueron capaces de explicar correctamente el tráfico de pasajeros (recordar que los modelos fueron estimados para ese período). En ambos casos, podemos ver que todos los modelos explican bastante bien la evolución en el tráfico de pasajeros. En particular, el modelo SARIMA es el que mejor se ajusta a los datos, seguido de los modelos MCO y Poisson, que prácticamente tienen el mismo nivel de ajuste.

A la derecha de la línea vertical, las series proyectadas son solamente predicciones de lo que hubiera pasado, usando los valores reales de las variables explicativas²⁵. En todos los casos, y para ambas rutas, la serie real está por sobre las proyectadas en el mediano plazo (2011-2014), lo cual sugiere la existencia de un impacto positivo de las liberalizaciones de los ASA. También, para las dos rutas, parece ser que los beneficios se agotan (o se hacen más pequeños) en el año 2013, lo cual se condice con lo discutido en la [Subsección 3.1](#). Así, siguiendo un criterio conservador, se supondrá que, si es que realmente hubieron efectos positivos, estos se dieron solamente por dos años (2011-2012).

Como se mencionó en la [Subsección 3.2](#), para evaluar la validez de estos resultados, es clave que estas metodologías de proyección del tráfico aéreo sean capaces de predecir el flujo de pasajeros de las rutas no tratadas en el mismo horizonte de proyección (ya que, para esas rutas, no debieran presentarse divergencias importantes). Luego, para cada modelo, se calculó su poder de predicción con la raíz cuadrada del error cuadrático medio (*Root Mean Square Prediction Error*, RMSPE) para las rutas no tratadas:

$$RMSPE = \sqrt{\frac{\sum_{t=2011}^{2014} (Y_{jt} - \hat{Y}_{jt})^2}{4}} \quad (11)$$

en donde \hat{Y}_{jt} son las predicciones que genera el modelo que corresponda para la ruta no tratada j en el año t .

²⁵En el caso de los modelos de series de tiempo, cuyas variables explicativas son valores rezagados de la serie de tiempo, las predicciones funcionan tomando valores predichos como variables explicativas cuando es necesario. Por ejemplo, en un proceso autoregresivo de orden 1, si estuviera prediciendo a más de 1 año plazo, ello requeriría tomar valores predichos para proyectar desde el año 2 en adelante.



Figura 11: Serie Real y Proyectadas de Pasajeros (Chile-Brasil)

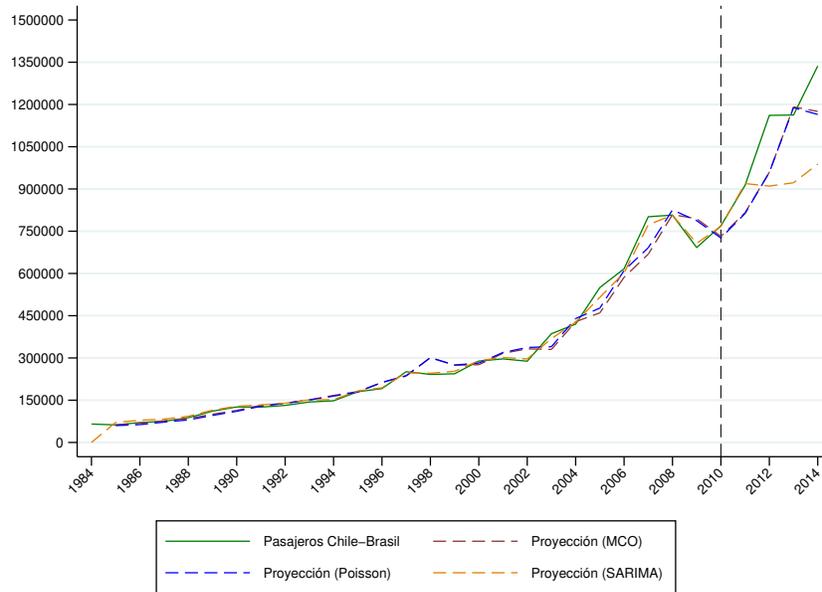
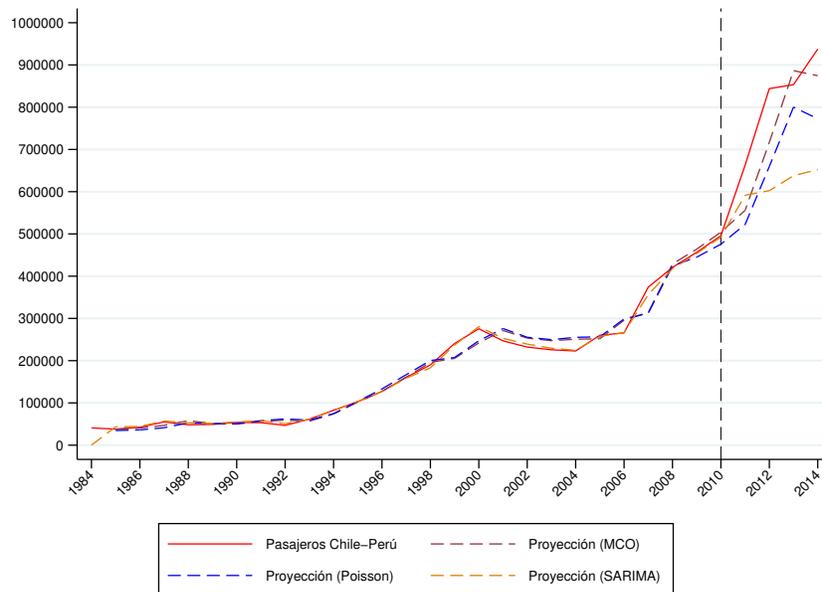


Figura 12: Serie Real y Proyectadas de Pasajeros (Chile-Perú)



De lo anterior se obtiene que el modelo gravitacional de Poisson, con un RMSPE de 29.440,56 pasajeros, es el que tiene mejor poder de predicción, por lo que los impactos estimados con esta metodología serán los de

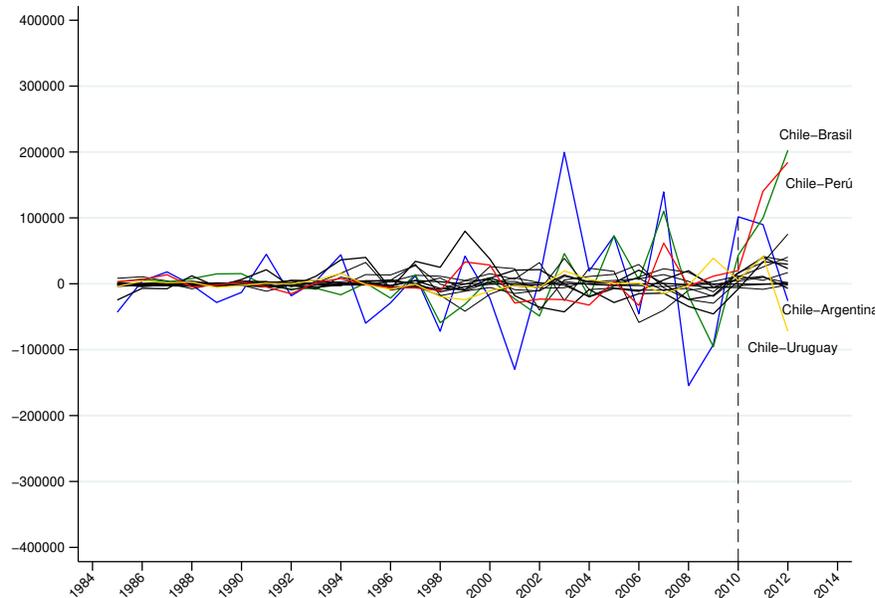


referencia²⁶. Consistente con esto, en la [Figura 13](#) se muestran los resultados de los tests placebo realizados según esa estimación. A la izquierda de la línea vertical punteada, que marca un año antes de la liberalización de cada uno de los ASA estudiados, tenemos el tramo 1984-2010. En este, y al igual que antes, las diferencias entre la serie real y las proyectadas debieran ser mínimas, por lo que los “impactos” estimados debieran ser iguales a cero para todas las rutas. Se puede ver que, salvo para la ruta Chile-Argentina (marcada con color azul), el modelo explica bastante bien la evolución del tráfico aéreo, lo cual puede deberse a la inestabilidad interna que ha tenido Argentina en el ámbito político y económico durante el período estudiado y al poco interés que esa situación pudo haber generado entre los consumidores para viajar hacia allá, lo cual habría inducido a los consumidores a sustituir destinos, en favor de otros países como Perú. A la derecha de la línea punteada, podemos observar que las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú (marcadas con los colores verde y rojo, respectivamente) presentan una divergencia mucho más importante que la del resto, lo cual confirma que sí hubo un impacto positivo para estas rutas, y que este podría ser asociado a las liberalizaciones de los ASA respectivos. Cabe destacar que la ruta Chile-Uruguay (marcada en color amarillo), presenta un “impacto” ligeramente negativo hacia el año 2012, lo cual puede deberse a un efecto *spillover*, debido a una sustitución de destinos de viaje a favor de Brasil y Perú. De todas formas, para el resto de las rutas no tratadas (marcadas con color negro), sí hay diferencias entre las series reales y las proyectadas, aunque son bastante más pequeñas. Esto sugiere que los impactos estimados para las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú podrían haber sido sobrestimados, por lo que se usó el “impacto” promedio que se estima para las rutas no tratadas (17.240,2 y 19.504,7 en los años 2011 y 2012, respectivamente) para definir cotas inferiores (efectos netos del potencial sesgo) y superiores (efectos brutos) de los impactos reales (ver [Tabla 4](#)).

Así, la ampliación del ASA entre Chile y Brasil sería responsable de 132.916-151.289 pasajeros adicionales transportados al año, en esta ruta, entre 2011 y 2012. Esto sería, en promedio, un 15%-17% más de lo que hubiera pasado en ausencia de los acuerdos. Para Chile, esto habría significado, al año, la creación de 762-868 empleos y 37,1-42,3 millones de dólares adicionales de PIB entre el 2011 y 2012. En cambio, para Brasil, esto habría significado, al año, la creación de 867-986 empleos y 27,8-31,6 millones de dólares adicionales de PIB entre el 2011 y 2012. Además, gracias al turismo, habrían ingresado a Chile unos 84-93 millones de dólares adicionales en el año 2012, por concepto de los gastos que hicieron los visitantes de Brasil en nuestro país.

²⁶El modelo gravitacional estimado por MCO tenía un RMSPE de 40.434,81, mientras que los modelos de series de tiempo un RMSPE igual a 60.142,9 pasajeros. Cabe destacar que el modelo gravitacional estimado por MCO en [Villena et al. \(2008\)](#), que incluye solo el PIB de los países, tenía un poder de predicción bastante menor en este contexto que el que finalmente se estimó en este trabajo.

Figura 13: Tests Placebo (Pasajeros)



En el eje vertical aparece la diferencia entre entre las series reales de pasajeros de todas las rutas y las proyectadas mediante el modelo gravitacional de Poisson. Con verde, rojo, azul y amarillo se marcaron las rutas Chile-Brasil, Chile-Perú, Chile-Argentina y Chile-Uruguay, respectivamente. En color negro aparecen el resto de las rutas que no presentaban divergencias importantes entre su serie real y la proyectada.

Por su parte, la ampliación del ASA entre Chile y Perú sería responsable de 144.002-162.374 pasajeros adicionales transportados al año, en esta ruta, entre 2011 y 2012. Esto sería, en promedio, un 24 %-27 % más de lo que hubiera pasado en ausencia de los acuerdos. Para Chile, esto habría significado, al año, la creación de 826-931 empleos y 40,2-45,4 millones de dólares adicionales de PIB entre el 2011 y 2012. En cambio, para Perú, esto habría significado, al año, la creación de 294-331 empleos y 3,5-4 millones de dólares adicionales de PIB entre el 2011 y 2012²⁷. Además, gracias al turismo, habrían ingresado a Chile unos 11-14 millones de dólares adicionales en el año 2012, por concepto de los gastos que hicieron los visitantes de Perú en nuestro país. Para más detalles sobre cómo se calcularon los beneficios económicos, ver [Apéndice A](#).

²⁷Si bien los impactos para Perú se ven más “pequeños”, esto se debe a que la industria aeronáutica en ese país es más pequeña (en cuanto al número de empleos que genera y su aporte al PIB, en términos absolutos). Sin embargo, los impactos en términos relativos, para Perú, no dejan de ser importantes y guardan proporciones similares que para Chile y Brasil.

Tabla 4: Impactos Estimados (Pasajeros)

Panel A: Ruta Chile-Brasil				
	Pasajeros	Proyección	Impacto Bruto	Impacto Neto
	(1)	(2)	(3)	(4)
2011	913,223.0	813,270.5	99,952.5	82,712.3
2012	1,161,403.0	958,777.5	202,625.5	183,120.8
Promedio	1,037,313.0	886,024.0	151,289.0	132,916.6
Panel B: Ruta Chile-Perú				
	Pasajeros	Proyección	Impacto Bruto	Impacto Neto
	(1)	(2)	(3)	(4)
2011	662,802.0	522,313.7	140,488.3	123,248.1
2012	843,932.0	659,672.4	184,259.6	164,754.9
Promedio	753,367.0	590,993.1	162,374.0	144,001.5

Notas: En la columna (1) se reportan los pasajeros transportados en cada ruta. En la columna (2) se reportan las proyecciones realizadas mediante el modelo gravitacional de Poisson. La columna (3) reporta los impactos brutos asociados a las liberalizaciones de los ASA, es decir, la resta de las columnas (1) y (2). Finalmente, la columna (4) muestra el impacto bruto, pero neto del “impacto” promedio que se estima para las rutas no tratadas.

4.2. Carga

En las Figuras 14 y 15 se muestran la series anuales de la carga transportada observada para las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente, junto con las proyectadas por las distintas metodologías de predicción del tráfico aéreo. Para la primera ruta, podemos ver que el modelo gravitacional estimado por MCO tiene un pobre ajuste a los datos, mientras que el modelo de Poisson captura, más que nada, la tendencia de estos. Al igual que para la serie de pasajeros, el modelo SARIMA es el que tiene, por lejos, el mejor ajuste a los datos. Por su parte, para la ruta Chile-Perú, podemos observar que esta lógica se repite, aunque el ajuste del modelo gravitacional estimado por MCO mejora en algo. De todas formas, el modelo SARIMA es nuevamente el que mejor explica la evolución del tráfico de carga en esta ruta. De hecho, con un RMSPE de 2.593 toneladas, los modelos de series tiempo son los que mejor predicen los kilos de carga transportados en las rutas no tratadas, por lo que los impactos estimados con esta metodología serán los de referencia en esta



ocasión²⁸.

En los mismos gráficos podemos ver que, para la ruta Chile-Brasil, el impacto estimado de la liberalización del ASA entre estos países es claramente negativo, sin importar la metodología, y para todo el mediano plazo. En cambio, para la ruta Chile-Perú, el impacto sería positivo para todo el horizonte de proyección en el caso de los modelos Poisson y SARIMA. Sin embargo, según la proyección estimada por MCO, las ganancias de la liberalización del ASA entre Chile y Perú se habrían agotado, e incluso se habrían revertido, a partir del año 2013, lo cual sería consistente con el análisis gráfico que se hizo en la sección [Subsección 3.1](#).

En la [Figura 16](#) se muestran los resultados de los tests placebo realizados con las estimaciones de los modelos de series de tiempo. Se puede ver que estos modelos explican bastante bien la evolución del tráfico aéreo, a excepción de la ruta Chile-Brasil, que tiene, en algunos años, desviaciones importantes respecto del cero. En cuanto a las proyecciones (después del 2011), se marcó con color negro a las rutas que no presentaban divergencias importantes entre su serie real y la proyectada, mientras que con los colores verde y rojo se dibujaron las rutas Chile-Brasil y Chile-Perú, respectivamente. Si bien estas rutas tienen un impacto negativo y positivo, respectivamente, que dominan en términos absolutos a los de las rutas sin divergencias importantes, existen otras rutas que sí presentan divergencias comparables en el mismo horizonte de análisis. Por ejemplo, las rutas Chile-Colombia (color amarillo) y Chile-Holanda (color naranja) habrían tenido “impactos” positivos comparables a los de la ruta Chile-Perú. En tanto, las rutas Chile-España (color lavanda) y Chile-Argentina (color azul) tienen “impactos” negativos comparables a los de la ruta Chile-Brasil.

Con esta evidencia, no se puede concluir con seguridad que hayan existido impactos significativos en la carga transportada en las rutas tratadas, y que pudieran asociarse a las ampliaciones de los ASA estudiados en este trabajo. Si bien la divergencia positiva que se observa para la ruta Chile-Colombia puede explicarse por las intenciones de LATAM de establecer un *hub* en Colombia para conectar carga con EEUU en esos años, no existe alguna explicación económica para las grandes divergencias que se observan en parte del resto de las rutas no tratadas. Esto iría en línea con lo que se menciona más arriba, sobre el mantenimiento de las cláusulas preexistentes en los dos acuerdos ampliados respecto al transporte de carga. De todas formas, si es que hubo impacto, este habría sido positivo para la ruta Chile-Perú y negativo para la ruta Chile-Brasil, aunque no se puede garantizar la magnitud de estos, dada la debilidad de la estrategia empírica en este contexto.

²⁸El modelo gravitacional estimado por MCO tenía un RMSPE de 4.4634 toneladas, mientras que el modelo gravitacional de Poisson tenía un RMSPE igual a 3.223 toneladas.



Figura 14: Serie Real y Proyectadas de Carga (Chile-Brasil)

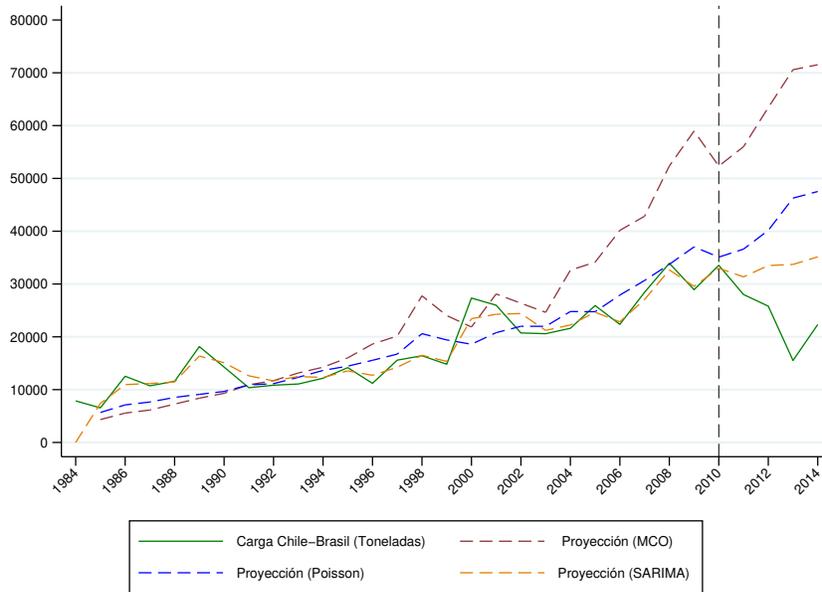


Figura 15: Serie Real y Proyectadas de Carga (Chile-Perú)

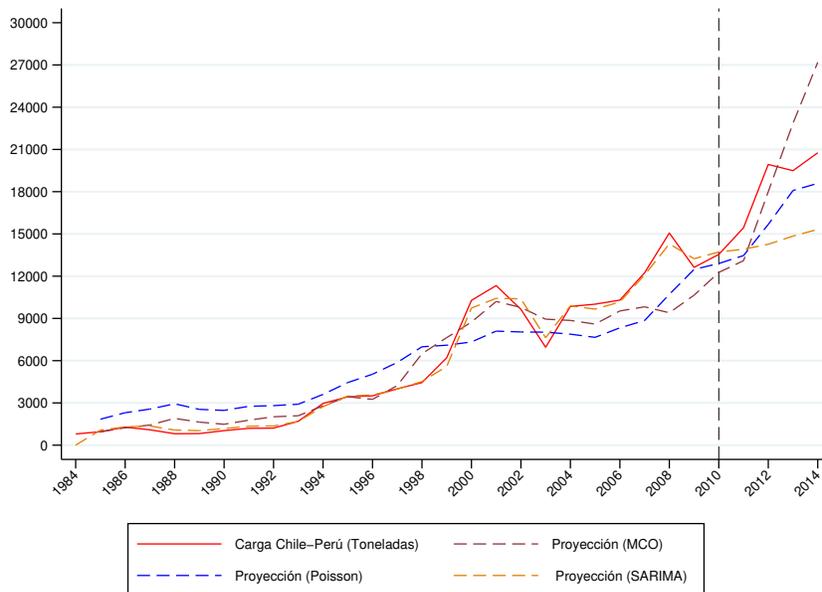
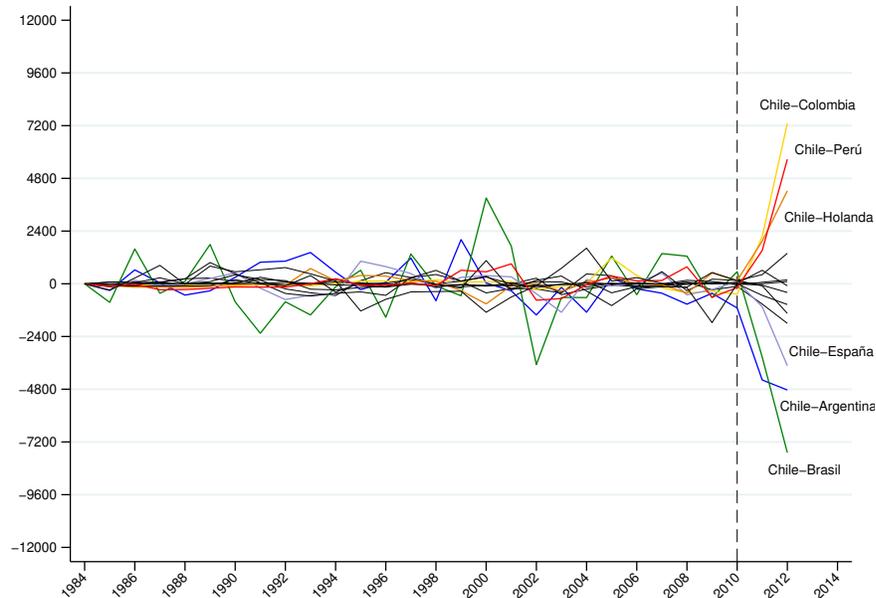


Figura 16: Tests Placebo (Carga)



En el eje vertical aparece la diferencia entre entre las series reales de carga de todas las rutas y las proyectadas mediante los modelos de series de tiempo. Con amarillo, rojo, naranja, lavanda, azul y verde se marcaron las rutas Chile-Colombia, Chile-Perú, Chile-Holanda, Chile-España, Chile-Argentina y Chile-Brasil, respectivamente. En color negro aparecen el resto de las rutas que no presentaban divergencias importantes entre su serie real y la proyectada.

Cabe destacar que, como mencionan [Alvarado y Marcos \(2012\)](#), estimar impactos sobre la carga transportada en rutas aéreas es bastante complejo. En general, es difícil explicar su evolución mediante un análisis de series de tiempo o a través de modelos gravitacionales, sin exponer la metodología a diversos *shocks* exógenos impredecibles por los modelos, ya que muchas de las decisiones que determinan la cantidad de kilos que se transportan en avión son imposibles de relacionarlas a alguna de las variables observables que se usaron en este trabajo como regresores.

5. Conclusiones Finales

En este trabajo se ha hecho una evaluación de impacto a las liberalizaciones de los Acuerdos de Servicios Aéreos (ASA) que mantenía Chile con Brasil y Perú en el año 2011. Empleando técnicas econométricas de proyección para construir los contrafactuales, se obtiene que, en conjunto, estos eventos habrían permitido un flujo adicional de 276.917-313.663 pasajeros transportados al año, entre 2011 y 2012. Para Chile, esto habría facilitado la creación de 1588-1799 empleos y un aporte al PIB de entre 77,4-87,7 millones de dólares



anuales entre los años 2011 y 2012. Además, gracias a la llegada de nuevos turistas, habrían ingresado un total de 95-107 millones de dólares adicionales en el año 2012, por concepto de los gastos que hicieron en nuestro país. Se estima también que Brasil se habría beneficiado con la creación de 867-986 empleos y 27,8-31,6 millones de dólares adicionales de PIB al año, entre 2011 y 2012. Por otro lado, en Perú se habrían creado 294-331 empleos y 3,5-4 millones de dólares adicionales de actividad económica al año, entre 2011 y 2012. Por otro lado, en Perú se habrían creado 294-331 empleos y 3,5-4 millones de dólares adicionales de actividad económica al año, entre 2011 y 2012.

Lamentablemente, y si bien se pueden observar diferencias entre las series reales y las proyectadas para la carga transportada entre Chile y estos países, no se puede asegurar que estas se deban esencialmente a los eventos estudiados. En otras palabras, no se puede asegurar que haya existido algún impacto real en esa dimensión y que sea atribuible a las liberalizaciones de los ASA. Esto iría en línea con que estos eventos no cambiaron en nada las libertades en cuanto al transporte de carga en estas rutas. Por lo demás, la compleja naturaleza del tráfico aéreo de carga elevan la dificultad de predecir y entender los impactos sobre esta dimensión del transporte aéreo. Sin embargo, esta es la primera vez que se intenta medir los efectos de los ASA firmados por Chile sobre su intercambio comercial. Así, aún queda bastante espacio para desarrollar nuevas metodologías con mayor validez interna que puedan identificar correctamente estos impactos.

Al margen de lo anterior, los resultados para el transporte de pasajeros dejan lecciones de política pública difíciles de obviar, ya que, una vez más, se ha demostrado que estos acuerdos pueden permitir elevar los servicios aéreos provistos en la industria. De todas formas, la falta de datos sobre tarifas sigue siendo una limitación para poder entender comprensivamente los beneficios de estos acuerdos sobre el excedente de los consumidores y a través de estrategias empíricas con mayor validez interna.

Otro elemento que es digno de mención es que, si miramos los efectos estimados desde un punto de vista regional, estos eventos habrían permitido la creación de 5.498-6.232 nuevos empleos y habrían contribuido al PIB de toda América del Sur en 217,4-246,6 millones de dólares en dos años. Así, sobre todo en un contexto de recesión como el que vivimos actualmente, los ASA pueden ser un instrumento de estimulación económica nada despreciable, siempre que se salvaguarden las condiciones para la libre competencia entre los proveedores de servicios aéreos.

Este trabajo contribuye a extender el conocimiento que tenemos en Chile sobre el impacto que ha generado la política nacional de cielos abiertos de nuestro país, junto con robustecer las estrategias de evaluación de impacto que han empleado otros autores. Siguiendo esa línea, se espera haber podido contribuir con una herramienta de evaluación de impacto que permita estimar el efecto de futuros acuerdos.

A. Cálculo de los Beneficios Económicos de un ASA

Si se conocieran la totalidad de beneficios económicos (directos, indirectos e inducidos) que generó la industria aeronáutica comercial en Chile, Brasil y Perú durante los años 2011 y 2012, se podrían haber computado, con cierta exactitud, la magnitud de ellos que se les puede atribuir a las liberalizaciones de los ASA estudiadas en este trabajo. Para ello, se emplea la siguiente fórmula:

$$BE_t^{ASA} = \frac{\hat{\tau}_t}{2} \times \frac{BE_t}{PAX_t} \quad (12)$$

en donde BE_t son los beneficios económicos totales (directos, indirectos e inducidos), en cuanto a empleo o actividad, que generó la industria en uno de los países estudiados (Chile, Brasil o Perú) en el año t , PAX_t es el número total de pasajeros que volaron desde un aeropuerto ubicado en uno de esos países en el año t y $\hat{\tau}_t$ es el flujo de pasajeros adicionales que generó cualquiera de las dos liberalizaciones de los ASA de interés. Luego, BE_t^{ASA} son los beneficios económicos adicionales que generaron estos eventos para cualquiera de estos países en el año t . Notar que se asume que el flujo de pasajeros adicional que generó la ampliación del ASA es igual de ida y de vuelta (consistente con los datos) y que el beneficio económico atribuible a estos eventos es lineal en el flujo de pasajeros adicional. De acuerdo a [IATA \(2007\)](#), estos supuestos pueden proveer una estimación de los beneficios mínimos adicionales que se generaron en las rutas.

La ATAG publica, cada 2 años y desde el 2012, un reporte sobre los beneficios económicos directos, indirectos e inducidos de la industria aérea en el mundo. Sin embargo, solo desde el año 2014 se incluye una sección sobre dichos aportes en ciertos países, incluyendo Chile, Brasil y Perú, que considera datos sobre el año 2012. Luego, solo se contaba con una estimación de BE_t para ese año. Sin embargo, se puede suponer que los beneficios económicos del año 2011 en todos estos países fueron los mismos, con la esperanza de que, como son años consecutivos, no hayan diferencias muy importantes con las cifras reales. En otras palabras, se supuso que el promedio de los beneficios económicos de la industria aérea en estos países, entre 2011 y 2012, fue igual a los beneficios del último año.

De acuerdo a la [ATAG \(2014\)](#), la industria aeronáutica generó en total, en el año 2012, 124.500, 1.252.200 y 41.900 empleos en Chile, Brasil y Perú, respectivamente. Además, aportó 6.068, 40.166 y 504 millones de dólares corrientes al PIB en los mismos países, respectivamente. De la base de datos proporcionada por la JAC (descrita en la [Subsección 3.1](#)) y de los resúmenes estadísticos del transporte aéreo publicados en la página web de la misma institución²⁹, se puede obtener que 9.988.822 y 11.722.653 personas viajaron

²⁹<http://www.jac.gob.cl/estadisticas/informes-estadisticos-mensuales-del-trafico-aereo/>.

en avión desde un aeropuerto chileno en los años 2011 y 2012, respectivamente (las cifras se obtienen de restar los pasajeros que llegan en vuelos internacionales a Chile al total de pasajeros transportados en vuelos nacionales e internacionales), lo que da un promedio de 10.855.737 pasajeros al año. De la misma forma, se descargaron datos de la página web de la ANAC sobre el tráfico de pasajeros en rutas nacionales e internacionales en los años 2000-2019³⁰. De ahí se obtiene que 92.392.456 y 99.679.608 personas viajaron en avión desde un aeropuerto brasileño en 2011 y 2012, respectivamente, con un promedio de 96.036.032 pasajeros anuales. Finalmente, de las estadísticas de pasajeros publicadas por el gobierno de Perú³¹, se puede obtener que 9.547.766 y 11.002.508 personas volaron desde un aeropuerto peruano en los años 2011 y 2012, respectivamente (las cifras se obtienen de sumar el número de pasajeros transportados en vuelos nacionales y la mitad de los pasajeros transportados en vuelos internacionales), lo que da un promedio de 10.275.137 pasajeros al año.

Tomando como ejemplo el impacto promedio anual, en pasajeros, de la liberalización del ASA entre Chile y Brasil (132.916-151.289 pasajeros adicionales) y usando la [Ecuación 12](#) con los datos descritos en el párrafo anterior, se obtiene que, para Chile, este evento habría permitido la creación de 762-868 empleos y una contribución de 37,1-42,3 millones de dólares al PIB al año, entre 2011 y 2012. Por su parte, para Brasil, la ampliación de este ASA habría permitido la creación de 867-986 empleos y una contribución de 27,8-31,6 millones de dólares al PIB al año, entre 2011 y 2012.

Siguiendo la misma idea para la liberalización del ASA entre Chile y Perú (impacto de 144.002-162.374 pasajeros adicionales) se obtiene que, para Chile, este evento habría permitido la creación de 826-931 empleos y una contribución de 40,2-45,4 millones de dólares al PIB al año, entre 2011 y 2012. Por su parte, para Perú, la ampliación de este ASA habría permitido la creación de 294-331 empleos y una contribución de 3,5-4 millones de dólares al PIB al año, entre 2011 y 2012.

Lamentablemente, si bien algunos reportes incluyen los efectos catalíticos que genera la industria aeronáutica en estos países a través del turismo, estos no distinguen entre aquellos que generan el turismo local y el turismo internacional receptivo. Sin embargo, se pudo cuantificar parte de los efectos catalíticos asociados al turismo en Chile, a través de los ingresos de divisas adicionales que generaron los eventos estudiados a través de la siguiente fórmula:

$$ID_{jt}^{ASA} = \frac{TURISTAS_{jt}}{PAX_{jt}} \times \hat{\tau}_{jt} \times GASTO_{jt} \quad (13)$$

³⁰<https://www.anac.gov.br>.

³¹<https://www.gob.pe/institucion/mtc/informes-publicaciones/343577-estadistica-de-pasajeros>.



en donde $TURISTAS_{j,t}$ es el número de turistas que ingresaron a Chile desde el país j (Brasil o Perú) en el año t , $PAX_{j,t}$ es el número total de pasajeros que volaron en la ruta aérea formada por Chile y el país j en el año t , $\hat{\tau}_{j,t}$ es el flujo adicional de pasajeros que generó la ampliación del ASA firmado por Chile y el país j en el año t y $GASTO_{j,t}$ es el gasto promedio, en USD, que hizo el turista promedio que ingresó a Chile desde el país j en el año t . Luego, $ID_{j,t}^{ASA}$ es el ingreso de divisas adicional que generó la ampliación del ASA firmado por Chile y el país j en el año t , que también puede ser acotado gracias a los límites inferiores y superiores encontrados para los impactos estimados sobre el número de pasajeros transportados en las rutas tratadas.

Para conocer la magnitud de $GASTO_{j,t}$ y $TURISTAS_{j,t}$, se recurrió al reporte del Servicio Nacional de Turismo ([Sernatur, 2012](#)), que detalla el gasto promedio que hicieron los turistas provenientes de Brasil y Perú durante el año 2012. Si bien el reporte para el 2011 estaba disponible, este no detallaba qué fracción de los visitantes de estos países llegaban vía aérea ni su gasto promedio en nuestro país. Además, si bien hubiera sido ideal computar también los egresos de divisas adicionales que generaron las liberalizaciones de los ASA estudiados, por concepto de los gastos que hicieron los turistas chilenos en Brasil y Perú en los años 2011 y 2012, no existía un reporte equivalente al de [Sernatur \(2012\)](#) para el mismo año. Por otro lado, el que se encontraba disponible para el 2011 tampoco detallaba qué fracción de los turistas chilenos llegaban a estos países por aire ni el gasto promedio que hacían ahí.

De acuerdo al reporte de [Sernatur \(2012\)](#), entraron a Chile, por algún aeropuerto, 380.072 y 338.903 turistas provenientes de Brasil y Perú, respectivamente, en el año 2012. Estas personas realizaron gastos promedios que ascendieron a 1.022,9 y 247,8 dólares corrientes del 2012, respectivamente. Usando la [Ecuación 13](#), junto con las impactos estimados de las liberalizaciones de los ASA, se obtiene que, en el año 2012, ingresaron a Chile unos 84-93 y 11-14 millones de dólares adicionales, por concepto de los gastos que hicieron los turistas brasileños y peruanos en nuestro país, respectivamente.

B. Controles Sintéticos

Otra estrategia de identificación que se podría haber utilizado para estimar los impactos causales de las liberalizaciones de los ASA que tenía Chile con Brasil y Perú en el año 2011 es el Método de los Controles Sintéticos (*Synthetic Controls Method*, SCM), que tiene como supuesto de identificación que, condicional en observables, la mejor estimación de lo que hubiera pasado sin la ampliación de cada acuerdo es una combinación convexa de las rutas aéreas más similares a las de Chile-Brasil y Chile-Perú.

Retomando la notación presentada en la [Subsección 3.2](#), y desarrollada por [Abadie \(2019\)](#), se define como “grupo donante” al conjunto de rutas potencialmente comparables con las rutas tratadas ($j = 3, \dots, J + 2$). Diremos que los primeros T_0 años son los que anteceden al tratamiento y que, además de los *outcomes* Y_{jt} , observamos un conjunto de k predictores de dicho *outcome*, X_{1j}, \dots, X_{kj} , que también puede incluir valores rezagados de Y_{jt} . Recordar que, para las rutas tratadas ($j = 1$ y $j = 2$), decíamos que Y_{jt}^I era su *potential outcome* después del tratamiento. Luego, el impacto de este, en el período t (con $t > 2011$), para cada una de estas rutas, estaba determinado por las Ecuaciones 1 y 2. Recordar también que $Y_{1t}^I = Y_{1t}$ e $Y_{2t}^I = Y_{2t}$ para $t > 2011$. Es decir, observamos el *potential outcome* de las rutas tratadas después de la liberalización del ASA correspondiente. Luego, el desafío consistía en estimar Y_{1t}^N y Y_{2t}^N para $t > 2011$, lo que hubiera pasado con estas rutas en ausencia del tratamiento

Como los datos disponibles están compuestos por un número limitado de rutas aéreas, puede resultar difícil encontrar una única ruta no tratada que provea una comparación adecuada (como en el estudio de casos comparados). Así, dado un vector de $J + 2$ ponderadores, $W = (w_3, \dots, w_{J+2})'$, definimos a los controles sintéticos de las rutas tratadas ($j = 1$ y $j = 2$) como los promedios ponderados de las rutas contenidas en el grupo donante. Finalmente, el estimador de SCM de Y_{jt}^N y τ_{jt} (para $j = 1$ y $j = 2$) son, respectivamente:

$$\hat{Y}_{jt}^N = \sum_{j=3}^{J+2} w_j Y_{jt} \quad (14)$$

$$\hat{\tau}_{jt} = Y_{jt}^I - \hat{Y}_{jt}^N \quad (15)$$

Lo que falta es escoger W . Sean X_1, \dots, X_{J+2} los vectores $k \times 1$ dimensiones que contienen los valores de los predictores del *outcome* de interés para todas las rutas, pero solo para los años previos al tratamiento. Luego, $X_0 = [X_3 \dots X_{J+2}]$ es la matriz de $k \times J$ dimensiones que contiene los valores de los predictores para las J rutas del grupo donante antes del tratamiento. Dado un conjunto de constantes no negativas v_1, \dots, v_k , [Abadie, Diamond, y Hainmueller \(2010\)](#) y [Abadie \(2019\)](#) proponen elegir el vector de ponderadores, $W^* = (w_3^*, \dots, w_{J+2}^*)'$, que mejor repliquen los valores de los predictores del *outcome* de interés para las rutas tratadas. Es decir, aquellos que minimizan:

$$\|X_1 - X_0W\| = \left(\sum_{h=1}^k v_h (X_{h1} - w_3 X_{h3} - \dots - w_{J+2} X_{hJ+2})^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (16)$$

$$\|X_2 - X_0W\| = \left(\sum_{h=1}^k v_h (X_{h1} - w_3 X_{h3} - \dots - w_{J+2} X_{hJ+2})^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (17)$$

Es fácil ver que las constantes positivas v_1, \dots, v_k reflejan la importancia relativa de cada predictor k en la construcción de los controles sintéticos³².

SCM dará una estimación insesgada del efecto tratamiento sobre las rutas tratadas (ATT) siempre que se cumpla el supuesto de identificación enunciado más arriba, lo cual dependerá de la habilidad del control sintético para reproducir la trayectoria del *outcome* de interés sobre un extenso período de tiempo. Para evaluar la calidad del control sintético, Abadie propone computar el RMSPE para antes del tratamiento, y para cada unidad tratada:

$$RMSPE_1 = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - \sum_{j=3}^{J+2} w_j^* Y_{jt})^2}{T_0}} \quad (18)$$

$$RMSPE_2 = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T_0} (Y_{2t} - \sum_{j=3}^{J+2} w_j^* Y_{jt})^2}{T_0}} \quad (19)$$

Es fácil ver que $RMSPE = 0$ es indicativo de un ajuste perfecto a la trayectoria del *outcome* de interés durante todo T_0 . Sin embargo, cuando $RMSPE \neq 0$, no se tiene con qué comparar. Adhikari y Alm (2016) propusieron un índice que normaliza el RMSPE, para así poder realizar comparaciones y tomar decisiones. Sea $RMSPE_{Benchmark}$ el RMSPE que indica un ajuste nulo (equivalente a comparar las unidades tratadas con nada):

$$RMSPE_{Benchmark} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T_0} (Y_{jt})^2}{T_0}} \quad (20)$$

para $j = 1$ y $j = 2$. Luego, el Índice de Ajuste (IA) se define como:

$$IA_j = \frac{RMSPE}{RMSPE_{Benchmark}} \quad (21)$$

Cuando el *outcome* de interés toma valores estrictamente positivos y los ponderadores están acotados entre

³²Para más detalles, ver Abadie et al. (2010) y Abadie (2019).



0 y 1, entonces el IA también debiese estar acotado entre 0 y 1. Un $IA = 0$ indica un ajuste perfecto y, en cambio, un $IA = 1$ indica que la metodología no sirve (es tan mala como no hacer nada). Visto de otra manera, $1 - IA$ mide cuanto % del $RMSPE_{Benchmark}$ puede ser eliminado con SCM. Cabe destacar que [Adhikari y Alm \(2016\)](#) no proponen valores críticos para rechazar o aceptar el uso de SCM en algún contexto. Sin embargo, se puede recurrir a los IA reportados en la literatura para comparar y, en el caso de los estudios en los que no se usa el IA, uno puede acotarlo a partir de los valores mínimos y máximos que toman los *outcomes* de interés y el RMSPE reportado. Así, en todos los trabajos que se pudieron encontrar, en los que se reportaba el RMSPE y/o el IA, siempre se encuentra que el IA está por debajo de 0.05 ([Abadie et al., 2010](#); [Almer y Winkler, 2012](#); [Adhikari y Alm, 2016](#); [Adhikari, Duval, Hu, y Loungani, 2018](#)).

En la [Tabla C.7](#) se reportan los IA que se obtienen de estimar los efectos de las liberalizaciones de los ASA que tenía Chile con Brasil y Perú en el año 2011, sobre el número de pasajeros transportados³³. Los predictores usados son la suma de los PIB reales de los países que forman las rutas (en dólares estadounidenses del 2010), la suma de las poblaciones de ambos países, la propensión a comercializar servicios y bienes de los países³⁴, la distancia entre ellos (calculada de la misma forma que como se menciona en la parte [3.2.2](#) de este trabajo) y valores rezagados del número de pasajeros hasta cuatro períodos.

En la columna (1) se toma en consideración todos los años de la muestra (1984-2019) y se restringe el grupo donante a las rutas que tenían tráfico ininterrumpido de pasajeros hasta el 2011. En la columna (2) y (3) se restringe el año inicial a 1991 y 2000, respectivamente, y se agregan las rutas con tráfico ininterrumpido de pasajeros entre 1991-2011 y 2000-2011, respectivamente, y que no habían sido consideradas antes. En estas tres columnas se puede ver que, sin importar si es que estamos hablando de la ruta Chile-Brasil (Panel A) o Chile-Perú (Panel B), el IA siempre es muy alto y está entre 0.2 y 0.29 para la primera ruta y entre 0.15 y 0.19 para la segunda, respectivamente. Esto se debe a que las rutas del grupo donante no son capaces de proveer un control sintético adecuado para las rutas tratadas, ya que el número de pasajeros transportados en ellas es mucho mayor. Así, en las columnas (4)-(6) se presentan los IA que resultan de juntar todas las rutas europeas y hacer como si fuera una sola (y también restringiendo progresivamente la muestra, al igual que en las columnas anteriores). Pese a ello, el IA tampoco mejora.

Se podría argumentar que las rutas en las que Brasil o Perú son los “países principales” (rutas Brasil-Alemania, Brasil-Argentina, Perú-Alemania, Perú-Argentina, etc.) también debieran formar parte del grupo

³³No se reportan los resultados para carga, aunque las conclusiones eran las mismas. La idea de la [Tabla C.7](#) es hacer el punto de que SCM no es una metodología válida en este contexto.

³⁴Estos son indicadores propuestos por [InterVISTAS-EU Consulting Inc. \(2009\)](#), quienes la construyen de la siguiente manera: $EXP_{Chile} \times IMP_j + EXP_j \times IMP_{Chile}$, en donde j denota un país secundario con el que Chile tenía una ruta. Los datos sobre exportaciones e importaciones de bienes y servicios (en dólares estadounidenses corrientes) fueron descargados de la página web del Banco Mundial y, usando el defactor del PIB, fueron transformados a dólares del 2010.



donante. Así, descargué datos de la página web de la ANAC sobre el tráfico de pasajeros en rutas nacionales e internacionales en los años 2000-2019³⁵, en donde Brasil es el país principal, para recopilar la misma información que tenía disponible para Chile, descrita en la [Subsección 3.1](#). Lamentablemente, no se pudieron conseguir datos para las rutas en las que Perú es el país principal. En el Panel C de la [Tabla C.7](#) se presentan los IA que se obtienen al incorporar esas rutas, donde podemos ver que, si bien el IA mejora, sigue estando lejos de los puntos de referencia de la literatura.

Ahora bien, si el ajuste pretratamiento es malo, puede ser que la calidad de los predictores sea baja o que su selección no sea la más adecuada. En ese sentido, un predictor perfecto para el *outcome* de interés es la misma variable, en cada año. Así, en un “test”, propuesto por [McClelland y Gault \(2017\)](#), uno puede estimar el impacto deseado usando todos los rezagos del *outcome* como predictores. Si los problemas de ajuste persisten, entonces ningún otro “modelo” va a proveer un buen ajuste y SCM no debiera usarse en este contexto. Los resultados de este “test de ajuste con rezagos” no se presentan, pero, para ambas rutas, y sin importar cómo se restringiera la muestra y cuáles rutas se agregaran al grupo donante, los IA estaban siempre en el rango de los que se muestran en la [Tabla C.7](#).

Con esta evidencia, se puede descartar la implementación de SCM en este contexto, al menos en su forma más pura. En estos casos, [Abadie \(2019\)](#) recomienda estimar el impacto de los tratamientos sobre la primera diferencia temporal o la tasa de crecimiento de los *outcomes*. Sin embargo, en los gráficos presentados en la [Subsección 3.1](#), se puede ver que estas variables serían muy volátiles, lo cual tiende a sesgar las estimaciones según el mismo autor. Una solución que ha surgido recientemente en la literatura es el uso de Controles Sintéticos Aumentados (ver [Ben-Michael, Feller, y Rothstein, 2018](#)), pero esta nueva metodología carece de aplicaciones en contextos similares, por lo que se dejó pasar la oportunidad.

En conclusión, si bien puede ser una estrategia de identificación superior para evaluar el impacto de la firma de un ASA o un ACA específico, SCM requiere contar con los datos adecuados para construir un contrafactual válido. Así, si algún investigador quisiera implementarla en un contexto similar al de este trabajo, tiene que esperar a que las rutas internacionales chilenas se desarrollen y crezcan más para que puedan constituir un grupo donante adecuado. Sin embargo, como Chile, por su lejanía, no es un destino muy atractivo para el resto del mundo, es poco probable que rutas distintas a las que tiene nuestro país con Argentina, Brasil, EEUU o Perú alcancen niveles de participación similares. Otra alternativa es salir a buscar datos de otras rutas aéreas comparables a las chilenas. Es decir, otras en las que Chile no sea el país principal. Los resultados de la [Tabla C.7](#) muestran que pueden haber ganancias haciendo esto, por lo que puede ser una buena solución. El problema es que ese tipo de datos no son tan fáciles de conseguir de manera gratuita

³⁵<https://www.anac.gov.br>.



para algunos países sudamericanos y además, agrandar innecesariamente el grupo donante puede resultar con estimaciones sesgadas ([Abadie, 2019](#)). Finalmente, otra opción válida es apostar por Controles Sintéticos Aumentados una vez que la metodología tenga más aplicaciones y se sepa más sobre sus propiedades.

C. Tablas Adicionales

Tabla C.1: Test de Phillips-Perron para la Estacionariedad de la Diferencia Estacional (Pasajeros)

	Default		Sin Constante		Tendencia	
	Estadístico Z	p -valor	Estadístico Z	p -valor	Estadístico Z	p -valor
Chile-Alemania	-4.85	0.000	-4.86		-4.93	0.000
Chile-Argentina	-6.26	0.000	-5.82		-6.25	0.000
Chile-Bolivia	-5.03	0.000	-4.96		-5.04	0.000
Chile-Brasil	-7.64	0.000	-7.12		-7.84	0.000
Chile-Colombia	-6.04	0.000	-5.27		-6.67	0.000
Chile-Ecuador	-7.66	0.000	-7.43		-7.72	0.000
Chile-España	-6.97	0.000	-6.25		-7.02	0.000
Chile-EEUU	-8.00	0.000	-7.36		-8.05	0.000
Chile-Francia	-7.63	0.000	-7.06		-8.03	0.000
Chile-Italia	-9.96	0.000	-9.97		-9.98	0.000
Chile-México	-7.61	0.000	-7.20		-7.60	0.000
Chile-Panamá	-10.02	0.000	-8.97		-11.19	0.000
Chile-Paraguay	-7.45	0.000	-7.44		-7.59	0.000
Chile-Perú	-5.69	0.000	-4.83		-6.20	0.000
Chile-Uruguay	-9.12	0.000	-8.33		-9.70	0.000

Notas: Stata no otorga el p -valor cuando se realiza el test de Phillips-Perron sin constante. Sin embargo, el test se rechazaba al 95 % al mirar los intervalos de confianza (no se reportan aquí, pero pueden ser replicados con el material de replicación).

Tabla C.2: Test de Phillips-Perron para la Estacionariedad de la Diferencia Estacional (Carga)

	Default		Sin Constante		Tendencia	
	Estadístico Z	p -valor	Estadístico Z	p -valor	Estadístico Z	p -valor
Chile-Alemania	-10.05	0.000	-10.00	.	-10.04	0.000
Chile-Argentina	-9.04	0.000	-8.98	.	-9.11	0.000
Chile-Bolivia	-10.75	0.000	-10.76	.	-11.02	0.000
Chile-Brasil	-8.67	0.000	-8.61	.	-8.67	0.000
Chile-Colombia	-8.07	0.000	-8.05	.	-8.06	0.000
Chile-Ecuador	-6.27	0.000	-6.28	.	-6.28	0.000
Chile-España	-12.52	0.000	-12.33	.	-12.50	0.000
Chile-Francia	-10.94	0.000	-10.95	.	-10.92	0.000
Chile-Holanda	-12.61	0.000	-12.44	.	-12.62	0.000
Chile-México	-8.58	0.000	-8.40	.	-8.57	0.000
Chile-Panamá	-13.48	0.000	-13.49	.	-13.48	0.000
Chile-Paraguay	-10.43	0.000	-10.45	.	-10.44	0.000
Chile-Perú	-6.81	0.000	-6.67	.	-6.81	0.000
Chile-Uruguay	-13.92	0.000	-13.93	.	-13.88	0.000

Notas: Stata no otorga el p -valor cuando se realiza el test de Phillips-Perron sin constante. Sin embargo, el test se rechazaba al 95 % al mirar los intervalos de confianza (no se reportan aquí, pero pueden ser replicados con el material de replicación).

Tabla C.3: Elección de los Modelos ARIMA $(p, 0, 0) \times (P, 1, 0)_{12}$ (Ruta Chile-Brasil)

Panel A: Pasajeros								
	AIC				BIC			
	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$
$p = 0$	6524.917	6506.316	6504.954	6503.217	6536.213	6521.377	6523.780	6525.808
$p = 1$	6250.960	6213.256	6214.832	6216.334	6266.021	6232.082	6237.423	6242.691
$p = 2$	6252.959	6215.211	6216.772	6218.284	6271.785	6237.802	6243.129	6248.405
$p = 3$	6249.284	6204.139	6205.528	6207.454	6271.875	6230.495	6235.649	6241.341

Panel B: Carga								
	AIC				BIC			
	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$
$p = 0$	9246.372	9224.039	9222.506	9218.258	9257.668	9239.100	9241.332	9240.849
$p = 1$	9084.007	9065.326	9057.906	9056.501	9099.068	9084.152	9080.497	9082.858
$p = 2$	9073.421	9058.894	9049.065	9047.948	9092.247	9081.485	9075.422	9078.069
$p = 3$	9075.354	9060.885	9051.005	9049.811	9097.946	9087.241	9081.127	9083.698

Tabla C.4: Elección de los Modelos ARIMA $(p, 0, 0) \times (P, 1, 0)_{12}$ (Ruta Chile-Perú)

Panel A: Pasajeros								
	AIC				BIC			
	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$
$p = 0$	6036.694	6031.381	6032.131	6034.113	6047.971	6046.417	6050.925	6056.666
$p = 1$	5617.034	5615.624	5614.703	5616.688	5632.069	5634.418	5637.256	5643.001
$p = 2$	5619.001	5617.511	5616.673	5618.662	5637.795	5640.064	5642.986	5648.733
$p = 3$	5619.564	5616.603	5616.168	5618.167	5642.118	5642.915	5646.239	5651.990

Panel B: Carga								
	AIC				BIC			
	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$	$P = 1$	$P = 2$	$P = 3$	$P = 4$
$p = 0$	8562.701	8556.793	8548.822	8545.780	8573.978	8571.829	8567.617	8568.334
$p = 1$	8287.860	8266.696	8263.370	8260.567	8302.896	8285.491	8285.923	8286.879
$p = 2$	8288.287	8263.753	8261.519	8258.658	8307.082	8286.306	8287.831	8288.729
$p = 3$	8288.513	8264.944	8262.270	8259.551	8311.066	8291.256	8292.341	8293.381

Tabla C.5: Modelos de Series de Tiempo Escogidos para Proyectar el Transporte Aéreo

	Pasajeros (1)	Carga (2)
Chile-Alemania	ARIMA (1, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂	ARIMA (2, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂
Chile-Argentina	ARIMA (1, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂	ARIMA (3, 0, 0) × (4, 1, 0) ₁₂
Chile-Bolivia	ARIMA (2, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂	ARIMA (3, 0, 0) × (4, 1, 0) ₁₂
Chile-Brasil	ARIMA (3, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂	ARIMA (2, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂
Chile-Colombia	ARIMA (2, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂	ARIMA (1, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂
Chile-Ecuador	ARIMA (3, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂	ARIMA (2, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂
Chile-España	ARIMA (2, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂	ARIMA (2, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂
Chile-EEUU	ARIMA (1, 0, 0) × (1, 1, 0) ₁₂	
Chile-Francia	ARIMA (3, 0, 0) × (1, 1, 0) ₁₂	ARIMA (2, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂
Chile-Holanda		ARIMA (3, 0, 0) × (4, 1, 0) ₁₂
Chile-Italia	ARIMA (3, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂	
Chile-México	ARIMA (3, 0, 0) × (1, 1, 0) ₁₂	ARIMA (2, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂
Chile-Panamá	ARIMA (2, 0, 0) × (3, 1, 0) ₁₂	ARIMA (3, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂
Chile-Paraguay	ARIMA (3, 0, 0) × (1, 1, 0) ₁₂	ARIMA (1, 0, 0) × (4, 1, 0) ₁₂
Chile-Perú	ARIMA (1, 0, 0) × (1, 1, 0) ₁₂	ARIMA (1, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂
Chile-Uruguay	ARIMA (3, 0, 0) × (1, 1, 0) ₁₂	ARIMA (1, 0, 0) × (2, 1, 0) ₁₂

Tabla C.6: Test Q y Test B para los modelos de series de tiempo escogidos

	Pasajeros		Carga	
	P-Valor Test Q	P-Valor Test B	P-Valor Test Q	P-Valor Test B
Chile-Alemania	0.060	0.251	0.167	0.650
Chile-Argentina	0.047	0.220	0.654	0.953
Chile-Bolivia	0.750	0.591	0.587	0.528
Chile-Brasil	0.011	0.542	0.128	0.842
Chile-Colombia	0.137	0.296	0.000	0.110
Chile-Ecuador	0.211	0.729	0.000	0.630
Chile-España	0.000	0.029	0.002	0.564
Chile-EEUU	0.008	0.197		
Chile-Francia	0.237	0.795	0.012	0.659
Chile-Holanda			0.004	0.526
Chile-Italia	0.012			
Chile-México	0.403	0.974	0.000	0.195
Chile-Panamá	0.001	0.352	0.173	0.869
Chile-Paraguay	0.004	0.683	0.000	0.221
Chile-Perú	0.052	0.595	0.029	0.215
Chile-Uruguay	0.119	0.806	0.003	0.224

Notas: Stata no fue capaz de realizar el test B para el modelo de pasajeros de la ruta Chile-Italia.

Tabla C.7: Índices de Ajuste - Controles Sintéticos (Pasajeros)

Panel A: Ruta Chile-Brasil						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RMSPE	114,875.2	136,949.1	124,084	114,034.5	118,486.8	147,055.6
RMSPE Benchmark	415,835	477,443.9	609,752.1	415,835	477,443.9	609,752.1
IA	0.276	0.287	0.203	0.274	0.248	0.241
1-IA	0.724	0.713	0.797	0.726	0.752	0.759
Panel B: Ruta Chile-Perú						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RMSPE	49,338.65	56,874.45	54,374.2	47,265.37	54,745.12	53,376.31
RMSPE Benchmark	254,819.7	292,977.3	369,723.4	254,819.7	292,977.3	369,723.4
IA	0.194	0.194	0.147	0.185	0.187	0.144
1-IA	0.806	0.806	0.853	0.815	0.813	0.856
Panel C: Ruta Chile-Brasil con Grupo Donante Ampliado						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RMSPE			65,174.89			61,970.47
RMSPE Benchmark			609,752.10			609,752.10
IA			0.107			0.102
1-IA			0.893			0.898

Notas: En la columna (1) se restringe la muestra para las rutas con tráfico de pasajeros ininterrumpido entre 1984-2011. En la columna (2) se restringe la muestra para las rutas con tráfico de pasajeros ininterrumpido entre 1991-2011. En la columna (3) se restringe la muestra para las rutas con tráfico de pasajeros ininterrumpido entre 2000-2011. En la columna (4) se restringe la muestra para las rutas con tráfico de pasajeros ininterrumpido entre 1984-2011 y se juntan todas las rutas con países de Europa en una sola. En la columna (5) se restringe la muestra para las rutas con tráfico de pasajeros ininterrumpido entre 1991-2011 y se juntan todas las rutas con países de Europa en una sola. En la columna (6) se restringe la muestra para las rutas con tráfico de pasajeros ininterrumpido entre 2000-2011 y se juntan todas las rutas con países de Europa en una sola.



D. Figuras Adicionales

Figura D.1: Pasajeros Transportados en la Ruta Chile-Brasil (enero 1984 - junio 2011)

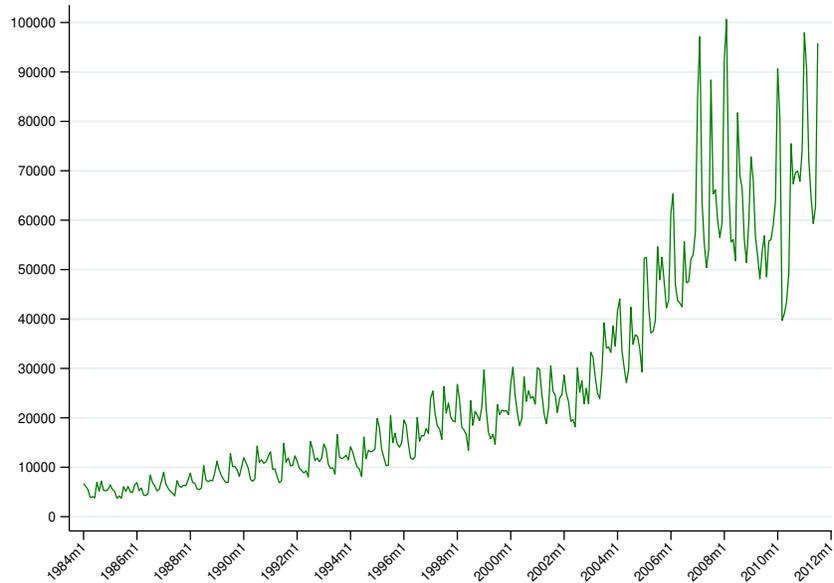


Figura D.2: Pasajeros Transportados en la Ruta Chile-Perú (enero 1984 - mayo 2011)

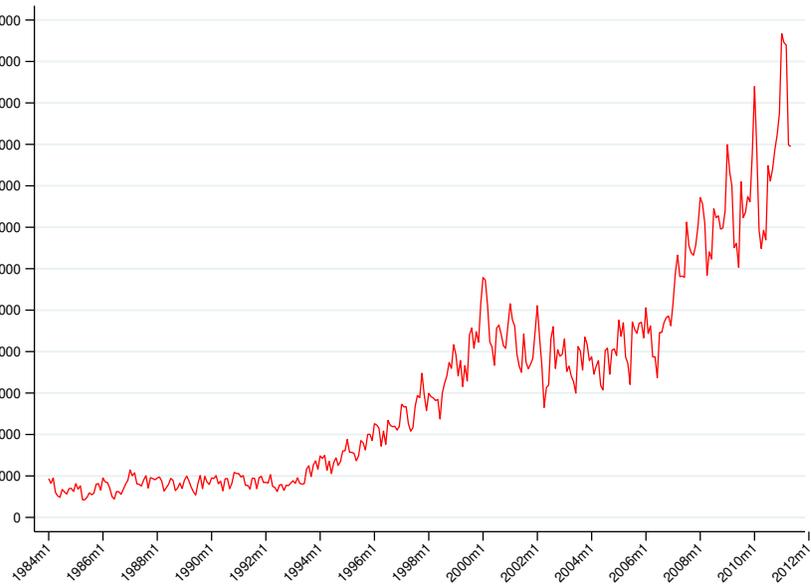




Figura D.3: Pasajeros Transportados en la Ruta Chile-Brasil (Diferencia Estacional - 12 meses)

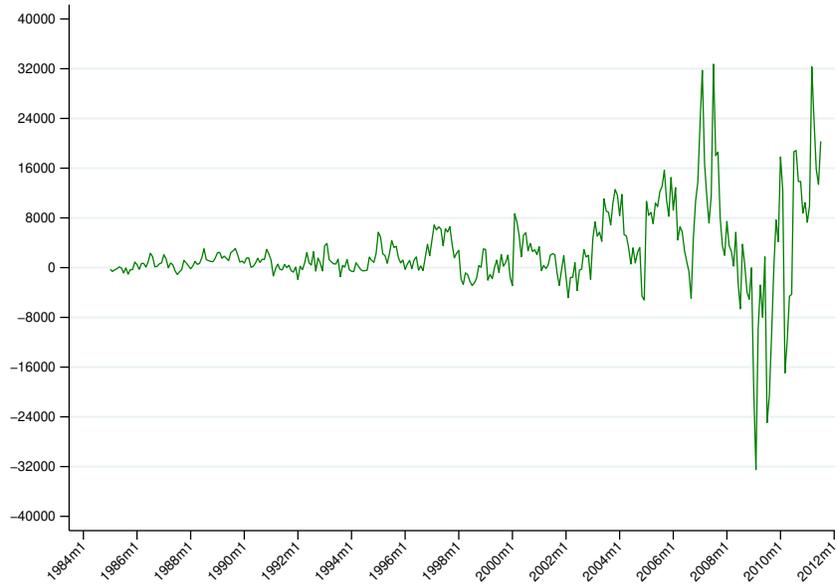


Figura D.4: Pasajeros Transportados en la Ruta Chile-Perú (Diferencia Estacional - 12 meses)

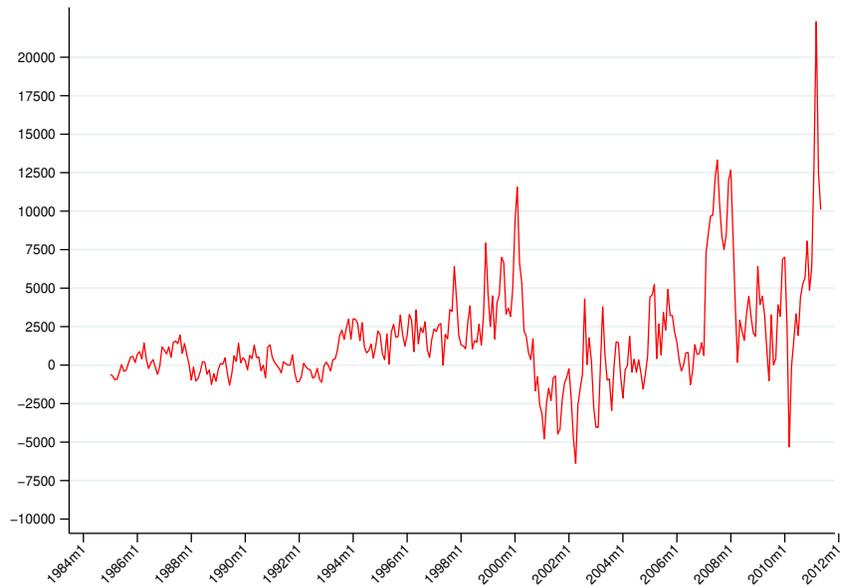




Figura D.5: Función de Autocorrelación Ruta Chile-Brasil (Diferencia Estacional Pasajeros - 12 meses)

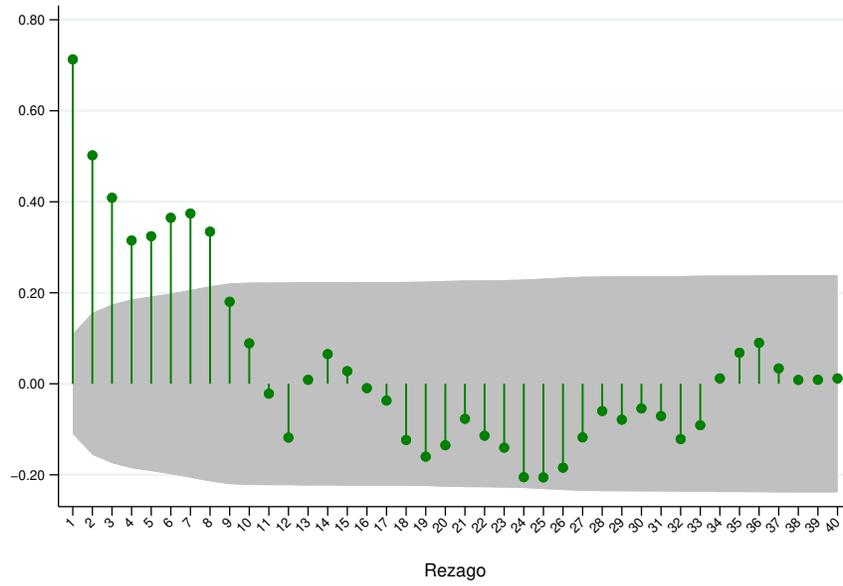


Figura D.6: Función de Autocorrelación Parcial Ruta Chile-Brasil (Diferencia Estacional Pasajeros - 12 meses)

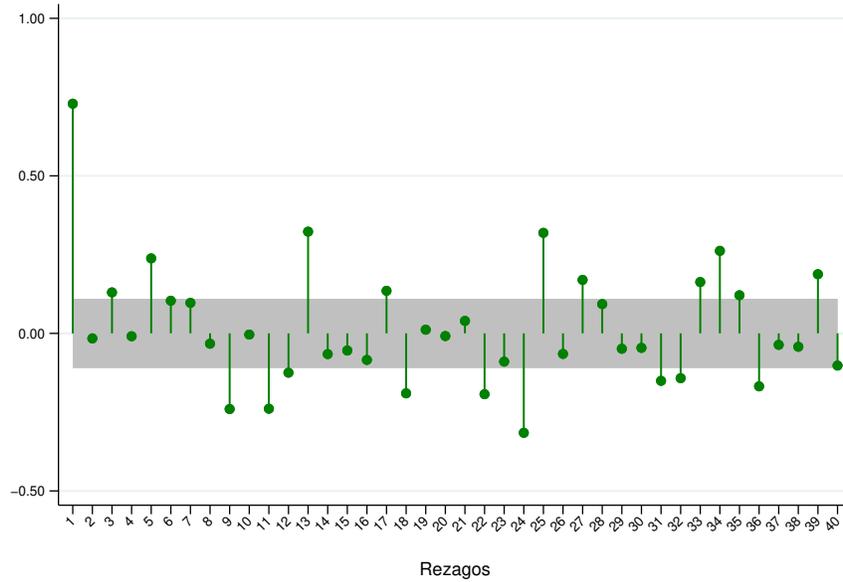




Figura D.7: Función de Autocorrelación Ruta Chile-Perú (Diferencia Estacional Pasajeros - 12 meses)

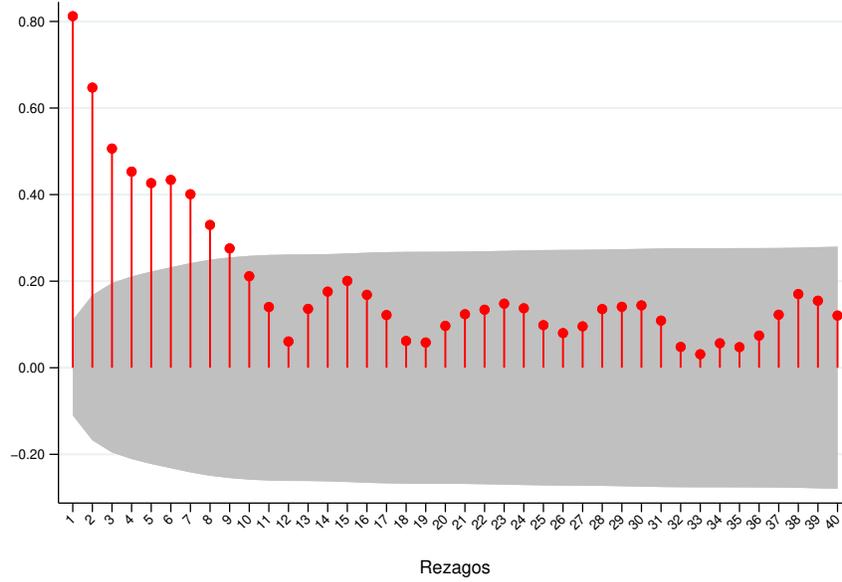


Figura D.8: Función de Autocorrelación Parcial Ruta Chile-Perú (Diferencia Estacional Pasajeros - 12 meses)

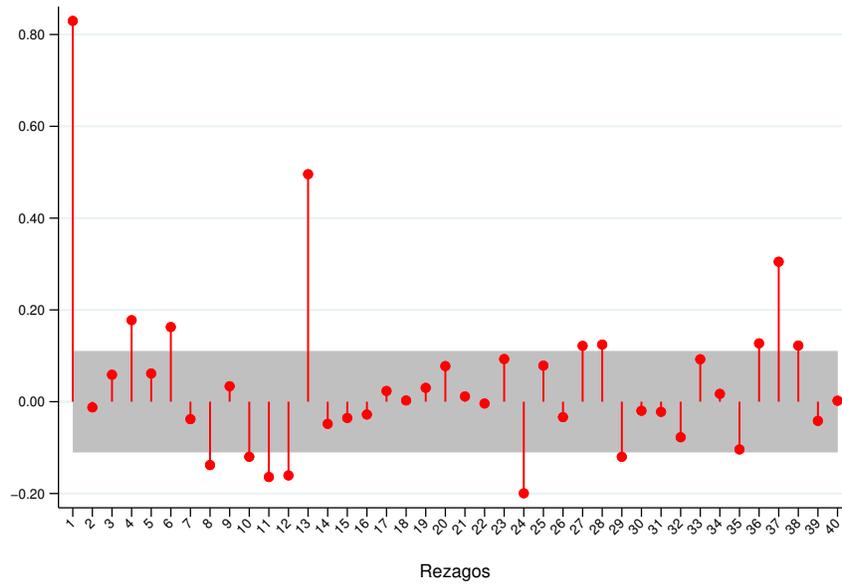




Figura D.9: Toneladas de carga Transportadas en la Ruta Chile-Brasil (enero 1984 - junio 2011)

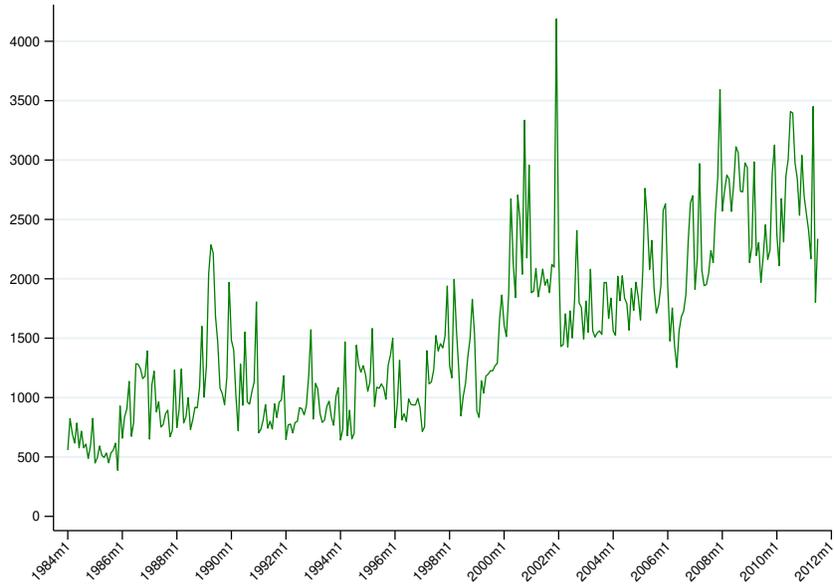


Figura D.10: Toneladas de Carga Transportadas en la Ruta Chile-Perú (enero 1984 - mayo 2011)

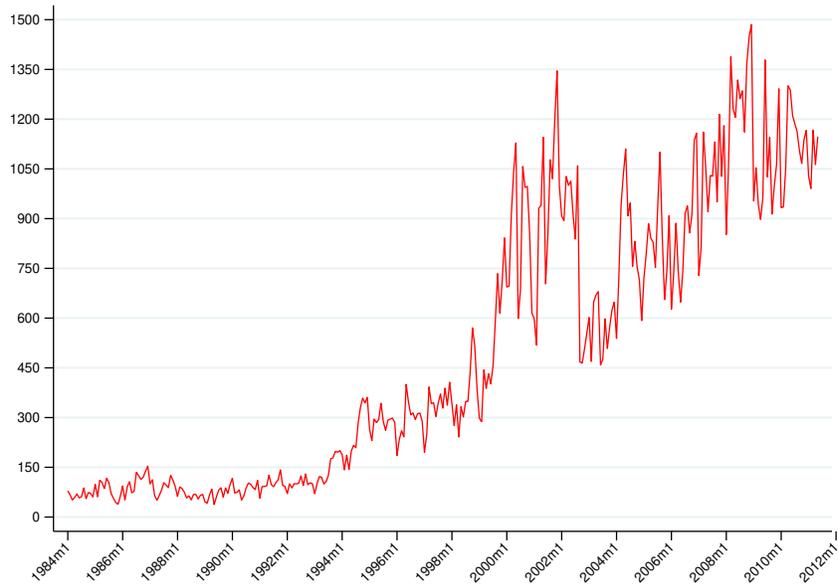




Figura D.11: Toneladas de Carga Transportadas en la Ruta Chile-Brasil (Diferencia Estacional - 12 meses)

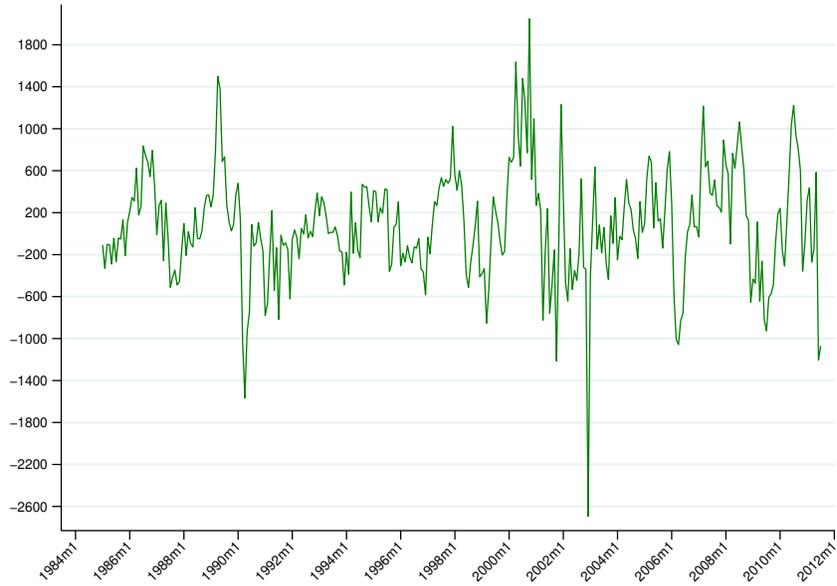


Figura D.12: Toneladas de Carga Transportadas en la ruta Chile-Perú (Diferencia Estacional - 12 meses)

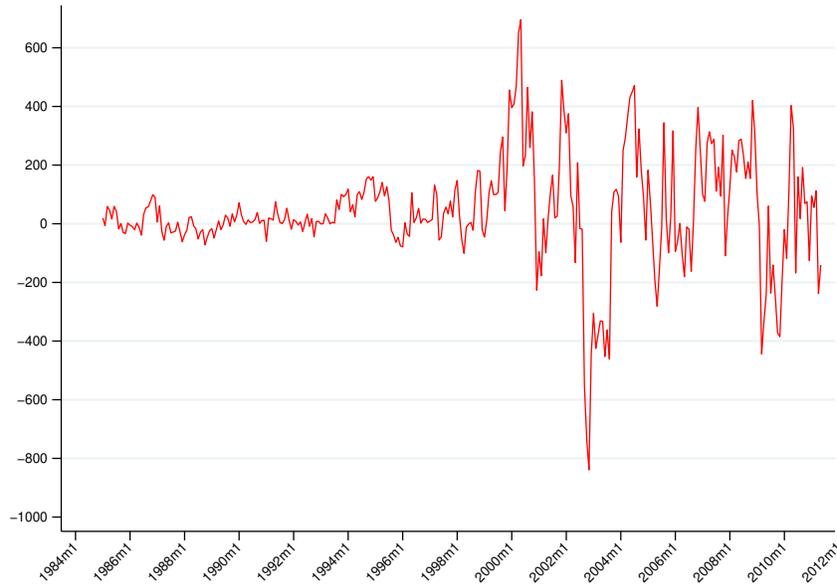




Figura D.13: Función de Autocorrelación Ruta Chile-Brasil (Diferencia Estacional Carga - 12 meses)

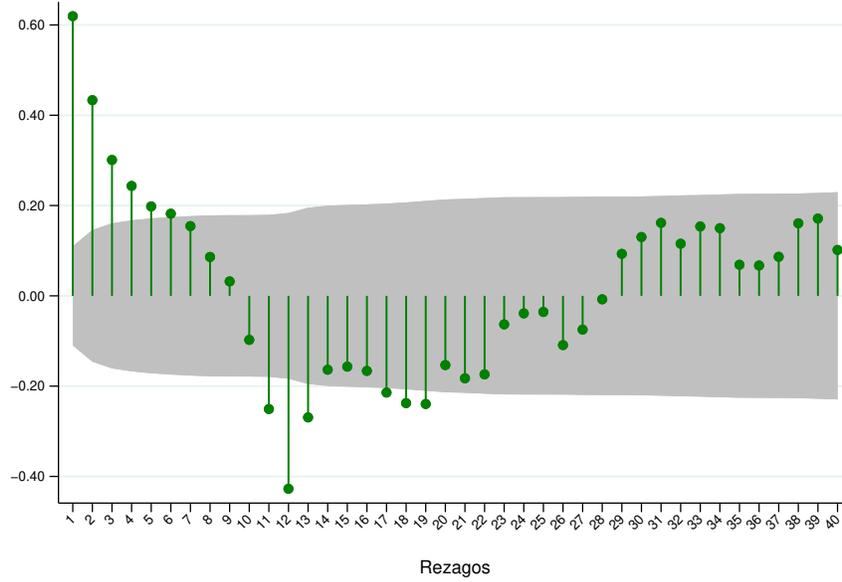


Figura D.14: Función de Autocorrelación Parcial Ruta Chile-Brasil (Diferencia Estacional Carga - 12 meses)

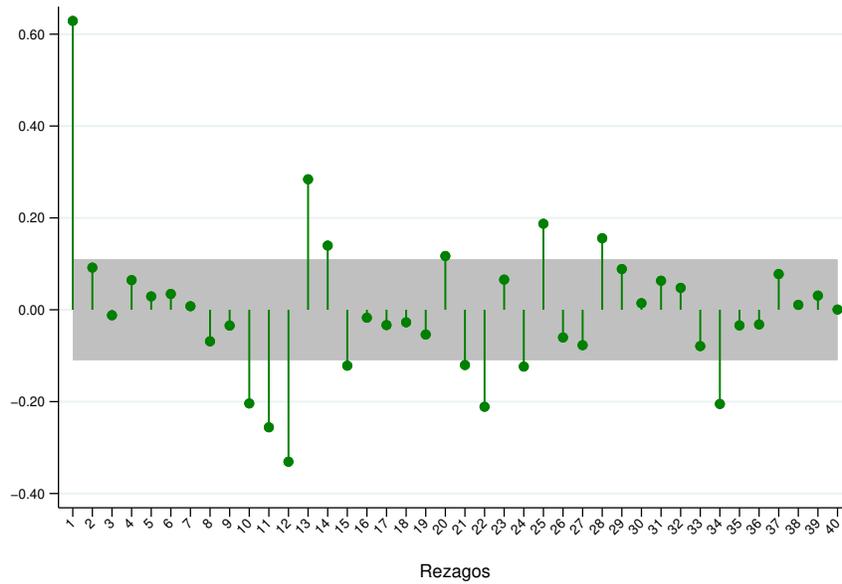




Figura D.15: Función de Autocorrelación Ruta Chile-Perú (Diferencia Estacional Carga - 12 meses)

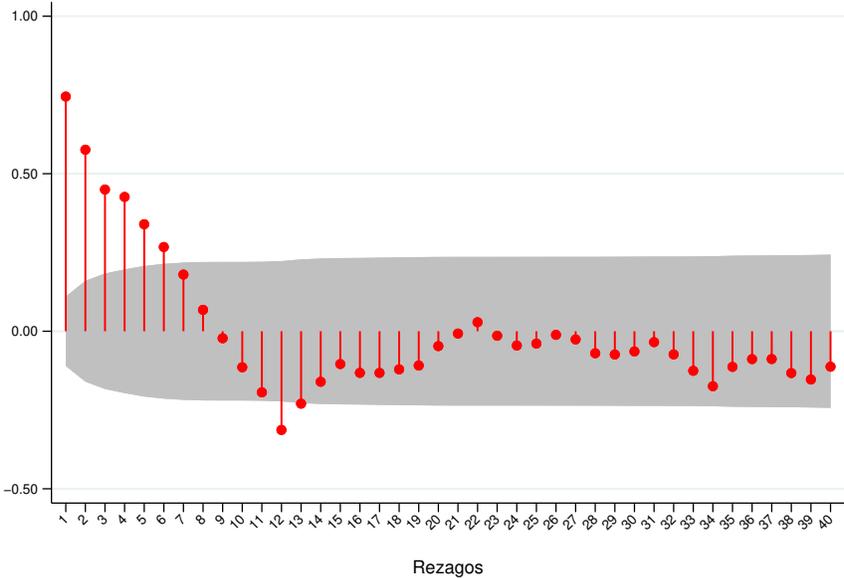
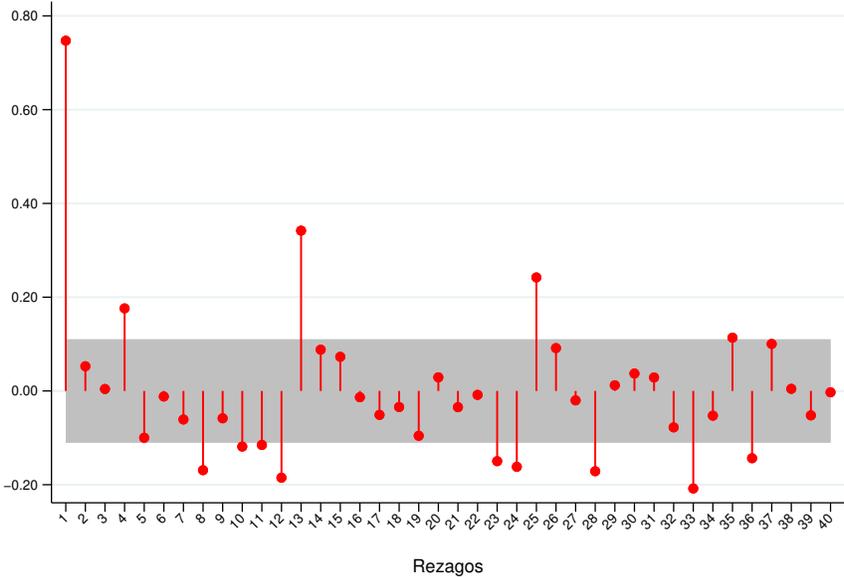


Figura D.16: Función de Autocorrelación Parcial Ruta Chile-Perú (Diferencia Estacional Carga - 12 meses)





Referencias

- Abadie, A. (2019). Using synthetic controls: Feasibility, data requirements, and methodological aspects. *Journal of Economic Literature*. Descargado de <https://n9.c1/c2m6w>.
- Abadie, A., Diamond, A., y Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American statistical Association*, 105(490), 493–505. Descargado de <https://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/jasa.2009.ap08746>
- Abadie, A., y Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American economic review*, 93(1), 113–132. Descargado de <https://n9.c1/d7bss>.
- Abate, M. (2016). Economic effects of air transport market liberalization in Africa. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 92, 326–337. Descargado de <https://n9.c1/c7o0>.
- Adhikari, B., y Alm, J. (2016). Evaluating the economic effects of flat tax reforms using synthetic control methods. *Southern Economic Journal*, 83(2), 437–463. Descargado de <https://n9.c1/uhwf>.
- Adhikari, B., Duval, R., Hu, B., y Loungani, P. (2018). Can reform waves turn the tide? Some case studies using the Synthetic Control Method. *Open Economies Review*, 29(4), 879–910. Descargado de <https://n9.c1/2ae64>.
- Almer, C., y Winkler, R. (2012). The effect of Kyoto emission targets on domestic CO2 emissions: A synthetic control approach. *Available at SSRN 1752282*. Descargado de <https://n9.c1/popb>.
- Alvarado, A., y Marcos, G. (2012). *Evaluación del Impacto Económico de un Acuerdo de Cielos Abiertos Chile-UE* (Informe Final). Junta de Aeronáutica Civil del Ministerio de Transportes del Gobierno de Chile. Descargado de <https://n9.c1/j8o9t>.
- ATAG. (2014). *Aviation Benefits Beyond Borders* (Full Report). Air Transport Action Group. Descargado de <https://n9.c1/8261>.
- ATAG. (2018). *Aviation Benefits Beyond Borders* (Full Report). Air Transport Action Group. Descargado de <https://n9.c1/8261>.
- Beckett, S. (2013). *Introduction to time series using Stata*. Stata Press College Station, TX.
- Ben-Michael, E., Feller, A., y Rothstein, J. (2018). The augmented synthetic control method. *arXiv preprint arXiv:1811.04170*. Descargado de <https://n9.c1/apkcr>.
- Bernardo, V., y Fageda, X. (2017). The effects of the Morocco-European Union open skies agreement: A difference-in-differences analysis. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 98, 24–41. Descargado de <https://n9.c1/428sw>.
- Booz Allen Hamilton Ltd., Cambridge Hill Aviation Group, von den Steinen, E., Joerss, I., y Mendes de

- 
- Leon, P. (2007). *The Economic Impacts of an Open Aviation Area between the EU and the US* (Final Report). London: Booz Allen Hamilton Ltd. Descargado de <https://n9.c1/dlkjh>.
- U.S. Department of Transportation. (2000). *International Aviation Development. Transatlantic Deregulation. The Alliance Network Effect* (Second Report). U.S. Department of Transportation, Office of the Secretary. Descargado de <https://n9.c1/27xm>.
- Box, G. E. P., y Jenkins, G. M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (Second ed.). Holden-Day.
- Brooks, C. (2019). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press. doi: 10.1017/9781108524872
- Button, K., y Taylor, S. (2000). International air transportation and economic development. *Journal of air transport management*, 6(4), 209–222. Descargado de <https://n9.c1/mevbr>.
- Cáceres, A., Quintana, E., y Piérola, M. (2000). Situación y Perspectivas del Mercado Aero comercial Peruano. *Documento de Trabajo N° 012-2000*.
- Cameron, A. C., y Miller, D. L. (2015). A practitioner’s guide to cluster-robust inference. *Journal of human resources*, 50(2), 317–372. Descargado de <https://n9.c1/94vd3>.
- Diario Oficial de la República de Chile. (1979, 22 de junio). *Decreto de Ley N° 2564*. Autor. Descargado de <http://bcn.c1/2g6db>.
- Endo, N. (2007). International trade in air transport services: penetration of foreign airlines into Japan under the bilateral aviation policies of the US and Japan. *Journal of Air Transport Management*, 13(5), 285–292. Descargado de <https://n9.c1/z1bjv>.
- Fioravanti, R., Lembo, C., Café, E., Armbrorst, T., Suárez-Alemán, A., Vianna, C. M. M., . . . Longo, D. R. (2017). *Análise de impacto regulatório dos acordos de serviços aéreos do Brasil*. Inter-American Development Bank. Descargado de <https://n9.c1/6jwgv>.
- Fischer, R. (2008). Política comercial estratégica en el mercado aéreo chileno. *Documento de Trabajo CEA(246)*. Descargado de <https://n9.c1/x0np>.
- Gillen, D., Harris, R., y Oum, T. H. (2002). Measuring the economic effects of bilateral liberalization air transport. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 38(3-4), 155–174. Descargado de <https://n9.c1/gk37v>.
- Hyndman, R. J., y Athanasopoulos, G. (2018). *Forecasting: principles and practice*. OTexts. Descargado de <https://n9.c1/kawye>
- IATA. (2007, October). *Economic Benefits from Air Transport in Chile* (Inf. Téc.). Internatioanl Air Transport Association. Descargado de <https://n9.c1/f9lco>.
- IATA. (2019). *The Importance of Air Transport to Chile*. Internatioanl Air Transport Association. Descar-

- 
- gado de <https://n9.cl/nb5x>.
- ICAO. (2006a). *Convention on International Civil Aviation* (Ninth ed.). International Civil Aviation Organization. Descargado de <https://n9.cl/syjk>.
- ICAO. (2006b). *Manual on air traffic forecasting* (Vol. 8991). International Civil Aviation Organization. Descargado de <https://n9.cl/ctbu>.
- ICAO. (2016). *Manual on the Regulation of International Air Transport* (Third ed.). International Civil Aviation Organization. Descargado de <https://n9.cl/f4o03>.
- InterVISTAS-EU Consulting Inc. (2009). *The Impact of International Air Service Liberalisation on Chile* (Liberalisation Report). InterVISTAS-EU Consulting Inc. Descargado de <https://n9.cl/1p0fk>.
- InterVISTAS-EU Consulting Inc. (2014). *Air Service Agreement Liberalisation and Airline Alliances* (Country-Specific Policy Analysis). International Transport Forum, OECD. Descargado de <https://n9.cl/27im>.
- JAC. (s.f.). *Apertura Unilateral del Cabotaje*. Descargado de <https://n9.cl/vegwn>.
- McClelland, R., y Gault, S. (2017). The synthetic control method as a tool to understand state policy. *Washington, DC: The Urban Institute*. Descargado de <https://n9.cl/dk3q3>.
- Micco, A., y Serebrisky, T. (2006). Competition regimes and air transport costs: The effects of open skies agreements. *Journal of International Economics*, 70(1), 25–51. Descargado de <https://n9.cl/33mo>.
- Moselle, B., Reitzes, J., Robyn, D., Horn, J., Caldwell, R., Church, B., ... Schumacher, A. (2002). The Economic Impact of an EU-US Open Aviation Area. *Washington DC: The Brattle Group*. Descargado de <https://n9.cl/w9iok>.
- Newton, I. (1972). *Philosophiae naturalis principia mathematica* (1687). *Scholium. Definitiones*.
- Oum, T. H., Wang, K., y Yan, J. (2019). Measuring the effects of open skies agreements on bilateral passenger flow and service export and import trades. *Transport Policy*, 74, 1–14. Descargado de <https://n9.cl/t0plz>.
- Piermartini, R., y Rousová, L. (2013, August). The Sky Is Not Flat: How Discriminatory Is the Access to International Air Services? *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(3), 287–319. Descargado de <https://n9.cl/jbc5g>.
- Pitfield, D. (2011). The impact of the EU–US open skies agreement and the resulting British Airway’s open skies initiative: passenger numbers in London, Amsterdam and Paris. *Spatial Economic Analysis*, 6(2), 185–197. Descargado de <https://n9.cl/1evs>
- SCL econometrics. (2007). *Estudio Comparado de los Resultados de Acuerdos Aéreos Liberales de Chile y la Región* (Informe Final). Junta de Aeronáutica Civil del Ministerio de Transportes del Gobierno de Chile. Descargado de <https://n9.cl/3osmy>.

- 
- Sernatur. (2012). *Comportamiento y Perfil del Turismo Receptivo, 2012* (Inf. Téc.). Servicio Nacional de Turismo (Sernatur). Descargado de <https://n9.c1/x5mw1>.
- Villena, M., Harrison, R., y Villena, M. G. (2008). Economic Impact of the Open Skies Agreement Policy in Chile (Impacto Económico De La Política De Acuerdos De Cielos Abiertos En Chile). *Revista de Análisis Económico*, 23(1), 107–149. Descargado de <https://n9.c1/ctnb>.
- Winston, C., y Yan, J. (2015). Open skies: estimating travelers' benefits from free trade in airline services. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(2), 370–414. Descargado de <https://n9.c1/qs77>.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Yamaguchi, K. (2008). International trade and air cargo: Analysis of US export and air transport policy. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 44(4), 653–663. Descargado de <https://n9.c1/8fk8o>.
- Zhang, Y., Lin, F., y Zhang, A. (2018). Gravity models in air transport research: A survey and an application. En *Handbook of international trade and transportation*. Edward Elgar Publishing. Descargado de <https://n9.c1/rj7og>.